تجزیه و تحلیل تأثیر سیاست حمایت قیمتی بر روند رشد گندم در ایران با استفاده از روش همگرایی (Cointegration)

فرشید اشراقی و حبیب‌اله سلامی

به ترتیب دانشجوی دکترای و استادیار اقتصاد کشاورزی

دانشگاه تهران

چکیده

سیاست قیمت گذاری محصولات کشاورزی، همواره به عنوان یکی از مهمترین ابزارهای مداخله دولت در بخش کشاورزی، مورد توجه سیاستگذاران و برنامه ریزان کشورها و از جمله ایران بوده است. در این تحقیق سعی شده تا باتوجه به اهمیت فوق العاده محصول گندم چه از نظر اقتصادی و چه از لحاظ سیاسی،عملکرد سیاست حمایت قیمتی دولت در خصوص این محصول و تأثیرات آن بر رشد تولید آن طی دوره ۷۶-۱۳۵۶ موردتجزیه وتحلیل قرار گیرد. برای این منظور، ضریب حمایت اسمی از محصول گندم و همچنین رشد تولید آن طی دوره ۷۶-۱۳۵۶ محاسبه و با استفاده از روش همگرائی، رابطه بلندمدت بین ضریب حمایت اسمی و رشد تولید گندم تعیین شده است.

نتایج بدست آمده از ضریب حمایت اسمی نشان می دهد که ضریب مذکور در تمام طول دوره مورد مطالعه کوچکتر از یک بوده است. همچنین نتایج روش همگرائی، بیانگر وجود یک رابطه معنی دار و بلند مدت بین این ضریب و نرخ رشد تولید گندم می باشد. بعلاوه، نتایج نشان می دهد که هم ضریب حمایت اسمی گندم و هم قیمت نسبی گندم به شاخص کل قیمت محصولات کشاورزی طی دوره مورد مطالعه روند کاهشی داشته و در نتیجه نرخ مبادله به ضرر گندمکاران تغییر نموده است. لذا، چنانچه در سیاست های قبلی دولت در مورد قیمت های تضمینی گندم تجدید نظر نشود، کاهش تولید گندم و افزایش واردات آن، با توجه به جمعیت رو به رشد کشور، دور از تصور نمی باشد.

واژه های کلیدی : سیاست حمایت قیمتی، ضریب حمایت اسمی، روندرشد تولید گندم، همگرائی

مقدمه

تاثیر قیمت محصولات کشاورزی بر تخصیص منابع، تولید و ترکیب کشت ، توزیع درآمد،ترغیب تولید کنندگان به سرمایه گذاری و تشکیل سرمایه های ثابت در بخش کشاورزی، از دیرباز مورد توجه نظریه پردازان علم اقتصاد بوده ،اگرچه میزان اثر بخشی سیاست های حمایت قیمتی در جهت دهی تولید کنندگان به سمت تولیدات خاص وافزایش تولید همواره مورد اختلاف نظر بوده است. اختلاف نظر بر روی عملکرد این سیاست ها نیز از آنجا ناشی میشود که نتایج تجربی آن در کشورهای مختلف، متفاوت بوده است .

درایران نیز،باتوجه به اهمیت فوق العاده محصول گندم چه از نظر اقتصادی و چه از لحاظ سیاسی،مسئولان و برنامه ریزان کشور از گذشته دور، سعی داشته اند تا با مداخله در بازار این محصول و عمدا از طریق اجرای سیاستهای حمایت قیمتی زمینه افزایش تولید این محصول را در داخل کشور فراهم آورند لیکن، با نگاهی به روند تغییرات میزان تولید، مصرف، واردات، جمعیت و مصرف سرانه گندم در کشور، چنین بنظر می رسد که به رغم روند رو به رشد تولید در طی دو دهه اخیر یعنی سالهای ۷۶-۱۳۵۶ افزایش تولید این محصول نتوانسته است پاسخگوی رشد تقاضا که عمدتا ناشی از افزایش جمعیت بوده است، باشد. بنابراین میزان واردات کم و بیش روندی صعودی یافته است. از این رو، اینکه تا چه حد سیاستهای حمایت قیمتی در مورد این محصول در ایران توانسته است بر رشد تولید آن موثر باشد، مورد سوال می باشد. برای روشن شدن این موضوع، می بایست عملکرد سیاست حمایت قیمت مورد ارزیابی قرار گیرد. بدین معنی که ابتدا می بایست مشخص شود آیا با اعمال این سیاست، اساسا حمایتی از تولید آن صورت گرفته است یا اینکه مداخله ای غیرحمایتی در بازار محصول گندم انجام شده است.پس از آن، میزان تاثیر این سیاست بر رشد تولید گندم، تعیین شود.

هدف اصلی تحقیق حاضرنیز این است که مشخص نماید، اولا، سیاست های حمایت قیمتی اعمال شده در خصوص گندم می تواند بعنوان سیاست های حمایتی تلقی شود . ثانیا، آیا یک رابطه بلند مدت بین نرخ های رشد و حمایت اسمی وجود دارد یا خیر. انتظار می رود روشن شدن میزان کارائی سیاست های اعمال شده گذشته، سیاستگذاران را درتدوین سیاست های آینده برای افزایش تولید این محصول استراتژیک، کمک نماید.

مواد و روشها

طبق نظریه های تولید، تولید یک محصول تابعی از عوامل و یا نهاده های مختلفی است که مقادیر استفاده شده از این نهاده ها و همچنین چگونگی ترکیب آنها، تعیین کنندهٔ میزان یا سطح تولید می باشد. در حالت یک محصولی و به دنبال حداکثر نمودن سود، یک تولید کننده ،هر نهاده را تا آنجا مصرف می کند که ارزش تولید نهائی آن با قیمت یا هزینه نهائی آن نهاده برابر شود.لذا هرگونه تغییر در قیمت محصول تقاضا را برای نهاده ها جابجا خواهد نمود.

سیاست های قیمتی در مورد نهاده های کشاورزی، با تاثیر گذاری بر قیمت های نسبی نهاده ها می تواند بر میزان مصرف آنها در تولید و در نتیجه، بر میزان تولید و نهایتا میزان رشد تولید محصول تاثیر بگذارد. بعنوان مثال ایجاد تسهیلات در زمینه اعطای اعتبارات و وام های مورد نیاز کشاورزان می تواند بر میزان استفاده از عوامل سرمایه ونیروی کار ودر نتیجه بر میزان تولید تاثیر بگذارد.همچنین یارانه بر نهاده ها و عوامل تولید می تواند با تاثیر گذاری بر قیمت های نسبی مواد واسطه ای مثل کود و سم باعث تشویق کشاورزان به استفاده بیشتر از نهاده های مورد حمایت و نتیجتا تغییر در میزان تولید گردد.

سیاست قیمت گذاری محصولات کشاورزی نیز با تغییر در قیمت های نسبی محصولات باعث جهت دهی زارعین در افزایش یا کاهش سطح زیر کشت محصولات شده ومیزان استفاده از زمین و تخصیص آن بین محصولات مختلف را تغییر می دهد و از این طریق باعث تغییر در مقدار تولید محصولات می گردد.متغیر آب و هوا هر چند تا حدودی غیر قابل کنترل و پیش بینی می باشد و لی این عامل نیز می تواند با اقداماتی نهادی همچون ساخت سد، احداث انبارها و یا ساخت پناهگاههای دام ، تا حدودی تحت کنترل قرار گیرد.و بالاخره میزان استفاده از تکنولوژی جدید توسط زارعین نیز تحت تاثیر سیاست های دولت در زمینه ایجاد و انتقال تکنولوژی به زارعین و نیز ارائه تسهیلات در این زمینه، تغییر می کند. بطور خلاصه می توان گفت که دولت با استفاده از سه نوع سیاست قیمتی،تکنولوژیکی ونهادی بر میزان استفاده از یک نهاده یا ترکیب نهاده ها تاثیر گذاشته و بنابراین مقدار تولید و در نهایت میزان رشد تولید یک یا چند محصول را تحت تاثیر قرار می دهد.

روشهای متعددی برای اندازه گیری عوامل موثر بر تولیـد و رشـد آن، از جملـه عـامل سیاست های قیمتی و تکنولوژیک، مطرح می باشد. یکی از این روشها که به طـور گسـترده ای مورد استفاده قرار می گیرد، روش برآورد توابع تولید یا عرضه محصولات مـی باشـد. در ایـن روش با برآورد رگرسیونی، رابطه بین متغیرهای وابسته تولید یا سطح زیر کشت و مجموعه ای از متغیرهای مستقل از جمله قیمت تضمینی آن محصولات، اثرات تغییر در قیمت تضمینی کـه توسط دولت اعلام می شود، بر سطوح زیر کشت و یا مقدار تولید آنها بررسـی مـی گردد. بـا استفاده از روش فوق، مطالعات بسیاری صـورت گرفتـه اسـت کـه از جملـه مطالعـهٔ رضـوی (۱۳۶۹)، ولدخانی (۱۳۷۰)، نجفی و زیبـایی (۱۳۷۲) و درخـارج از کشـور، کریشـنا (۱۹۸۰)، سیدهو[1] (۱۹۸۱)، کاوالو و موندلاک(۱۹۸۲)، چمبزی[2]وومک[3](۱۹۹۲)، سوگیـانتو و یانـاگیـدا (۱۹۹۳)، فریسولد و اینگرم (۱۹۹۵) و المی (۱۹۹۵) را می توان نام برد.

هر چند استفاده از روش تخمین توابع عرضه یا تولید محصـولات زراعـی در صـورت استفاده از مدلهای صحیح و روش برآورد مناسب، میتواند تاثیر برخی از عوامل موثـر بـر رشـد تولید را نشان دهد، ولی در این روش، اجزاء یا عوامل رشد دهنده تولید به طور همزمان قـابل مقایسه با هم نمی باشند.

محاسبه ضریب حمایت اسمی(.N.P.C)[4] روش دیـگری اسـت کـه بطـور مسـتقیم میزان حمایت دولت را از یک محصول نشـان مـی دهـد. در ایـن روش، قیمـت داخلـی یـک محصول با قیمت وارداتی آن در شرائط مشابه مقایسه می شود(هیزل،۱۹۸٦). چنانچـه قیمـت داخلی(حمایتی) با P_G ، قیمت سیف محصول در مـرز بـا P_{CIF}، نـرخ برابـری ارز بـا F و هزینه حمل داخلی از مرز تا مرکز عمده فروشی با Gنشان داده شود، آنـگاه ضریـب حمـایت اسمی(.N.P.C) از رابطه زیر قابل محاسبه می باشد : (هیزل،۱۹۸٦)

$$NPC = \frac{P_G}{P_{CIF}.F + C_T} \qquad (۱)$$

---

[1] Sidhu

[2] Chembezi

[3] Womak

[4] Nominal Protection Coefficient

نرخ یا ضریبی که بدینصورت محاسبه می‌شود، اگر بزرگتر از یک باشد، نشاندهنده وجود حمایت از طرف دولت و مثبت بودن سیاست گذاری قیمت تضمینی می باشد. در صورتیکه این ضریب از یک کوچکتر باشد، به این مفهوم است که دولت بصورت ضمنی،مالیاتی از کشاورزان وصول می کند، هر چند در ظاهر از آنها حمایت می کند. بعبارت دیگر در این حالت دخالت دولت در نظام قیمت گذاری محصولات کشاورزی، رفاه کشاورزان را کاهش داده است. و بالاخره اگر این ضریب برابر با یک شود، بمفهوم خنثی بودن سیاست گذاری دولت در حمایت از تولید آن محصول می‌باشد.

با استفاده از این روش ،موسسه پژوهشهای برنامه ریزی و اقتصاد کشاورزی در سال ۱۳۷۱،

حمید نژاد(۱۳۷۳)، پهلوانی (۱۳۷۳)، موسی نژاد و ضرغامی (۱۳۷٦)، نجفی و حاجی رحیمی (۱۳۷۷) و در خارج کشور، گارسیا (۱۹۸۱)، بینس وانگر و اسکاندیزو (۱۹۸۳)، باتیستا (۱۹۸۷) مطالعاتی را انجام داده اند.

روش ضریب حمایت موثر(E.P.C)[1] نیز آثار ناشی از ملاحظات دولت را در بازار محصول و بازار نهاده ها بطور همزمان توضیح می دهد و برآیند اثر خالص سیاست های اعمال شده را در دو بازار محصول و نهاده،اندازه گیری می کند(هیزل،۱۹۸٦). از نظر محاسباتی این نرخ میزان افزایش یا کاهش در ارزش افزوده محصولات را در دو حالت وجود و عدم وجود دخالت یا حمایت دولت بررسی می کند. همانند نرخ حمایت اسمی در اینجا نیز اگر E.P.C بزرگترازیک باشد نشاندهنده آنست که اثرخالص وهمزمان سیاست های دولت در دو بازار نهاده و محصول مثبت و مفید بوده است. بالعکس کوچکتر از یک بودن آن نشاندهندهٔ منفی بودن اثر مذکور می باشد. موسی نژاد و ضرغامی (۱۳۷٦)، نجفی و حاجی رحیمی (۱۳۷۷) و در خارج از کشور، تامپسون و هارلینگ (۱۹۸۳) در مطالعات خود از این روش استفاده کرده اند.

محاسبه نرخ حمایت اسمی و یا موثر برای یک محصول، تنها بیان کننده میزان حمایت و یا عدم حمایت دولت از محصول مورد نظر می باشد. برای اینکه میزان تاثیر احتمالی میزان حمایت بر رشد تولید محصول مورد مطالعه مشخص شود، می بایست به نحوی حمایت های

---

[1] Effective Protection Coefficient

انجام شده در طول زمان به میزان رشد محصول در طی دوره مورد مطالعه مرتبط گردد. یکی از راه های پیدا کردن رابطه بین دو یا چند سری زمانی، استفاده از تکنیک همگرائی[1] مـی باشـد. روش همگرائی ابزاری برای بدست آوردن اطلاعات مربوط به روابط طولانی مدت و یا تعادلی بین متغیر های اقتصادی می باشد. بر این اساس چنانچه رابطـه بلنـد مـدت بیـن یـک گروه از متغیرها تائید شود می توان از این رابطه برای پیش بینی رفتـار یـا حرکـت آنـها در آینـده نـیز استفاده نمود. بطور کلی، برای بهره گیـری از تکنیـک هـای سـری زمـانی در بررسـی روابـط موجود بین دو یا چند سری زمانی از متغیر ها، وجود یکسری شـرائط وویـژگیـهای آمـاری در اینگونه سری ها لازم می باشد. به بیان دیگر، برای اینکه بتوان این سری های زمـانی را بـا هـم مقایسه کرد، هر یک از سری ها می بایست یا ایستا[2] باشند و یا در صورت عدم وجود ایستائی، همگی از یک درجه از غیر ایستائی باشند. بگونه ای که هر کدام با تفاضل گیری یکسان بتوانند ایستا شوند. علاوه بر این، این متغیر ها می بایست از لحـاظ نـوع عـدم ایسـتائی نـیز یکسـان باشـند، یعنـی همـگی بایسـتی از نـوع TSP[3] یـا DSP [4] باشـند، البتـه بـر اسـاس نظـر گرنجر(اینتریلیگیتور،۱۹۹٦). چنانچه هر یک از متغیر ها ایستا نباشند لیکن یک ترکیـب خطـی از آنها ایستا باشد، در این صورت هم ارتباط بین این متغیر ها میتواند بیان کننده یک رابطه بلند مدت یا تعادلی بین آنها باشد. با توجه به آنچه گفته شد، برا ی پی بردن به وجـود یـک رابطـه معنی دار بلند مدت بین متغیرهای نرخ رشد و نرخ های NPC ، پـس از تعییـن نـرخ رشـد و ضریب حمایت اسمی، لازم است ایستا بودن این سری های زمـانی بررسـی شـود. بـرای ایـن منظور، آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته به عنوان یکی از آزمون هـای مناسـب پیشـنهاد شـده است(اینتریلیگیتور،۱۹۹٦). در آزمون دیکی-فولر، برای بررسی ایستا بودن یـک سـری زمـانی، مثلا Y_t ، دو شکل معادلات رگرسیونی به صورت زیر برآورد می گردد :

$$? Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{n} \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

---

[1] Cointegration

[2] Stationary

[3] Trend Stationary process

[4] Difference Stationary process

$$? Y_t = {}_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

(۳)

معادله اول با عرض از مبداء و بدون روند و معادله دوم با عرض از مبداء و با روند می باشند. در معادلات رگرسیونی فوق، در صورتیکه α_1=۰ باشد، سری زمانی مربوطه ناایستا می باشد و اگر α_2=۰ باشد، نشان دهنده عدم تاثیر روند بر آن متغیر خواهد بود. به عبارت دیگر چنانچه α_1=۰ و α_2=۰ باشند، متغیر Y_t ناایستا واز نوع DSP خواهد بود. بنابراین با برآورد پارامترهای مدل (۳) برای هر یک از متغیر های نرخ حمایت اسمی و نرخ رشد تولید، می توان ایستا بودن متغیرهای مورد نظر را مشخص نمود. در صورت یکسان بودن خصوصیات آماری این دو متغیر، رگرسیون همگرائی[1] زیر را می توان برای تعیین وجود رابطه درازمدت بین دو متغیر مورد نظر بکار گرفت :

$$GP = \theta_0 + \theta_1 * NPCF + \varepsilon$$

(٤)

در رابطه فوق، GP ، نرخ رشد تولید گندم است که به صورت لگاریتم مقدار تولید در زمان t+1 به مقدار تولید درزمان t تعریف می شود و NPCF ، نرخ حمایت اسمی از محصول گندم می باشد.

برای محاسبه نرخ حمایت اسمی و نرخ رشد تولید محصول گندم، ، آمار قیمت تضمینی گندم، قیمت جهانی گندم، نرخ تبدیل ارز، سطح زیر کشت، تولید و عملکرد محصول، لازم می باشد. آمار سطح زیر کشت، تولید، عملکرد و قیمت تضمینی گندم، از آمار نامه های کشاورزی مربوط به سالهای ۱۳۵۸ تا ۱۳۷٦ جمع آوری شده است. با توجه به اینکه این آمارنامه ها از سال ۱۳۵۸ به بعد منتشر شده اند، برای سال های قبل از آن، از آمارنامه های استانی و نیز سالنامه های آماری کشور استفاده گردیده است. قیمت های گندم وارداتی (به دلار) از آمار های مندرج در FAOSTAT استخراج گردیده و برای تبدیل آن بر حسب پول داخلی (ریال) از نرخ های رسمی و آزاد(بازار سیاه) دلار استفاده شده است. آمار مربوط به

[1] Cointegration Regression

جدول شماره ۲ : ضریب NPC با نرخ های دلار آزاد و رسمی کل کشور طی دوره ۷۶-۱۳۵۶

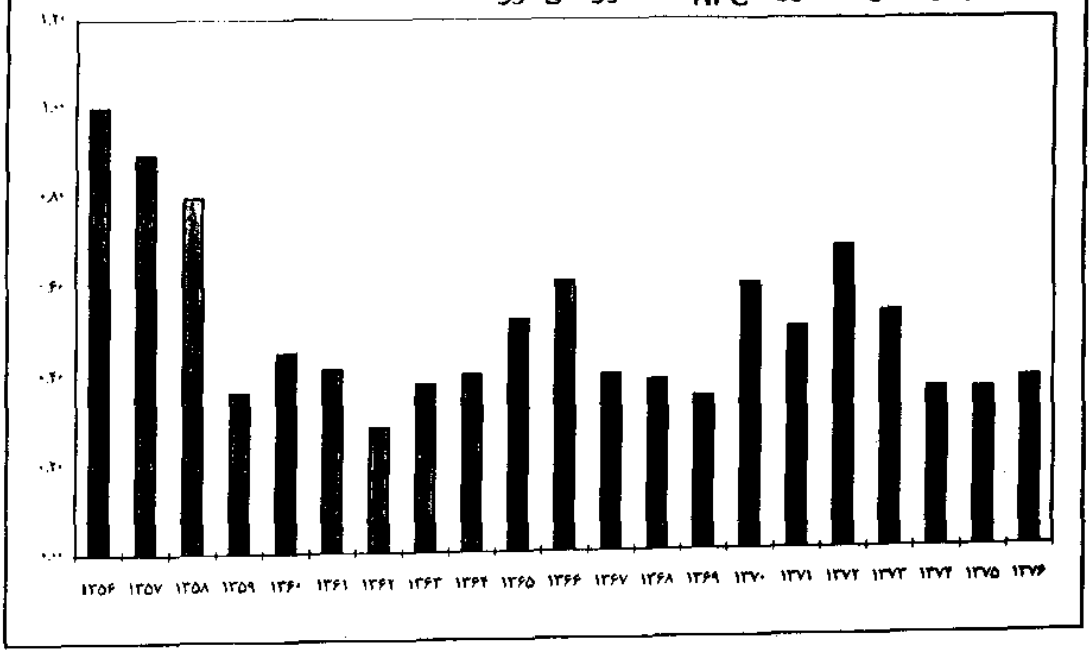
سال	نرخ آزاد	نرخ رسمی
۱۳۵۶	۰/۹۹۸	۱/۰۴۱
۱۳۵۷	۰/۸۹۲	۱/۰۴۳
۱۳۵۸	۰/۷۹۶	۱/۷۳۱
۱۳۵۹	۰/۳۶۴	۱/۵۲۹
۱۳۶۰	۰/۴۵۲	۱/۹۲۱
۱۳۶۱	۰/۴۱۶	۲/۰۷۰
۱۳۶۲	۰/۲۸۳	۱/۸۳۴
۱۳۶۳	۰/۳۸۱	۲/۴۸۷
۱۳۶۴	۰/۴۰۴	۲/۸۱۳
۱۳۶۵	۰/۵۲۵	۵/۰۶۹
۱۳۶۶	۰/۶۰۷	۸/۵۶۵
۱۳۶۷	۰/۴۰۲	۵/۹۰۳
۱۳۶۸	۰/۳۸۹	۶/۵۱۰
۱۳۶۹	۰/۳۵۱	۶/۹۰۳
۱۳۷۰	۰/۶۰۰	۱۳/۹۹۵
۱۳۷۱	۰/۵۰۱	۱۲/۴۰۲
۱۳۷۲	۰/۶۸۰	۰/۸۱۳
۱۳۷۳	۰/۵۳۷	۰/۷۹۹
۱۳۷۴	۰/۳۶۵	۰/۸۴۶
۱۳۷۵	۰/۳۶۴	۱/۰۷۸
۱۳۷۶	۰/۳۸۷	۱/۴۶۷

نرخ ارز در بازار آزاد و رسمی ارز از آمارنامه های اقتصادی بانک مرکزی جمع آوری گردیده است. برای محاسبه هزینه های حمل و نقل گندم از مرزهای ورودی این محصول تا مراکز استانها، بندر عباس بعنوان مهمترین و بزرگترین مبدا ورودی گندم وارداتی ایران بعنوان نماینده سایر بنادر تعیین شده و آمار هزینه های مذکور با مراجعه حضوری به کارشناسان سازمان حمل و نقل و پایانه های کشور (وابسته به وزارت راه و ترابری) و از آمار های منتشر نشده سازمان مذکور اخذ گردیده است. لازم به ذکر است که موضوع تعین بندری بعنوان نماینده سایر بنادر ورودی و انتخاب آن نیز با مشورت و نظر خواهی متخصصین همین سازمان انجام شده است . اما در مورد آمار هزینه حمل و نقل داخلی گندم،چون جمع آوری و نگهداری سیستماتیک و منظم (و یا به تعبیری مکانیزه) این آمار در سازمان مذکور از سال ۱۳۷۰ شروع شده است، برای آمارهای دوره های قبل از آن یعنی از سال ۱۳۵٦ تا ۱۳٦۹ ،اجبارا نیاز به محاسبه و برآورد تقریبی بود. برای این منظور با استفاده از پنج شاخص عمده فروشی کالاهائی که نقش موثری در هزینه های حمل ونقل داخلی دارند، یعنی کامیون ، گازوئیل، لوازم یدکی، روغن موتور و لاستیک و با توجه به ضریب اهمیت آنها که در گزارشهای شاخص عمده فروش کالا و خدمات مصرفی بانک مرکزی موجود است، یک میانگین وزنی تعیین گردید و با استفاده از این میانگین وزنی به عنوان یک شاخص، هزینه های حمل و نقل برای دوره قبل از سال ۱۳۷۰ برآورد گردیده است. کلیه آمارهای فوق الذکر در جدول شماره (۱) گزارش گردیده است.

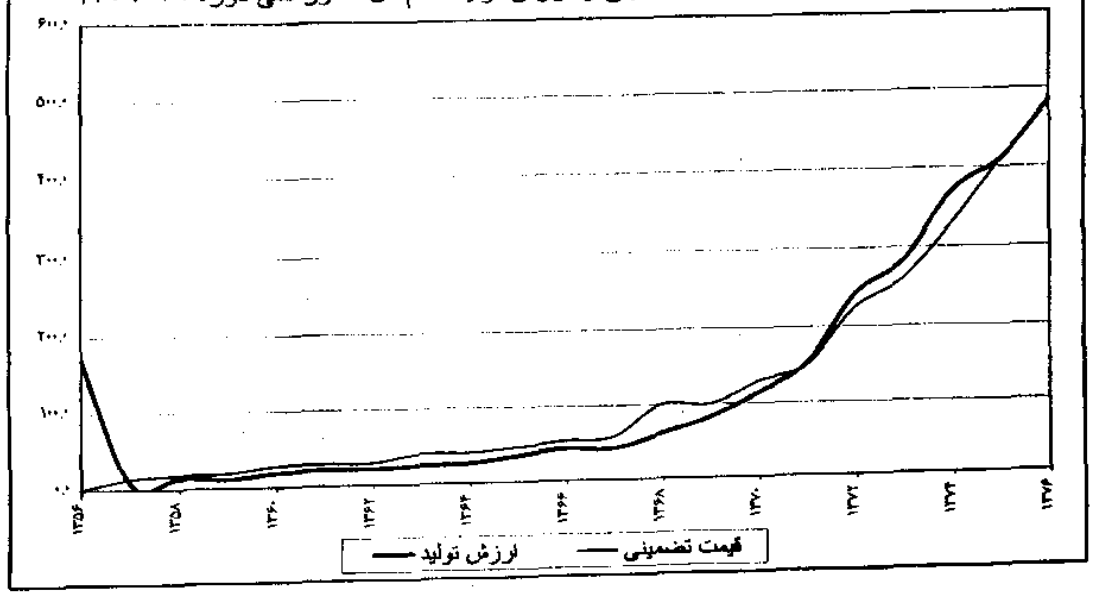
جدول شماره ۳: ضریب NPC با نرخ های دلار آزاد و رسمی به تفکیک استان ها در سال ۱۳۷۶

نرخ آزاد	نرخ رسمی	استان
۰/۳۸۸	۱/۳۶۷	آذربایجان شرقی
۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	آذربایجان غربی
۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	اردبیل
۰/۰۰۵	۰/۰۰۵	اصفهان
۰/۳۸۸	۰.۰۰۲	ایلام
۰/۳۸۸	۱/۳۶۷	بوشهر
۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	تهران
۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	چهارمحال
۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	خوراسان
۰/۰۰۶	۰/۰۰۶	خوزستان
۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	زنجان
۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	سمنان
۰/۰۰۵	۰/۰۰۵	سیستان
۰/۰۰۶	۰/۰۰۶	فارس
۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	قزوین
۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	قم
۰/۳۸۸	۱/۳۶۷	کردستان
۰/۰۰۶	۰/۰۰۶	کرمان
۰/۰۰۶	۰/۰۰۶	کرمانشاه
۰/۳۸۸	۱/۳۶۷	کهگیلویه
۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	گیلان
۰/۳۸۸	۱/۳۶۷	لرستان
۰/۳۸۸	۱/۳۶۷	مازندران
۰/۰۰۴	۰/۰۰۵	مرکزی
۰/۳۸۸	۱/۳۶۷	هرمزگان
۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	همدان
۰/۰۰۵	۰/۰۰۵	یزد
۰/۳۸۸	۱/۳۶۷	جیرفت
۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	گلستان

نمودار شماره ۱ : روند NPC کل کشور طی دوره ۷۶-۱۳۵۶



نمودار شماره ۲ : روند قیمت تضمینی و ارزش تولید گندم کل کشور طی دوره ۷۶-۱۳۵۶



بحث و نتیجه گیری

الف - نتایج حاصل از محاسبه ضریب حمایت اسمی

بر اساس فرمول شماره ۱ ، ضریب حمایت اسمی با نرخهای دلار رسمی و آزاد برای دوره مورد مطالعه، محاسبه شده اند که نتایج در جداول ۲ و ۳ گزارش شده است. همانگونه که جداول مذکور نشان می دهد، ضریب حمایت اسمی برای کلیه استانها و نیز برای کل کشور کمتر از یک می باشد. بنابراین، بر اساس این معیار قیمت های تعیین شده از طرف دولت برای گندم، نمیتواند قیمت حمایتی برای این محصول به حساب آید. بعبارت دیگر، طی این دوره ۲۱ ساله در هیچ استانی، هیچگاه حمایت واقعی از گندمکاران صورت نگرفته و حداکثر مقادیر NPC فقط در چند استان که اغلب استانهای جنوبی کشور می باشند، نزدیک به یک بوده که علت آن نیز کمتر بودن هزینه های حمل گندم از بندر عباس تا مراکز این استانها بوده است. بنابراین در هیچیک از مناطق کشور طی دوره مورد مطالعه گندمکاران قیمت واقعی گندم را از دولت دریافت ننموده اند بلکه به طورضمنی، مالیات نیز پرداخت نموده اند.

محاسبه ضریب حمایت اسمی با نرخهای دلار رسمی، نتایج متفاوتی را نشان میدهد.مقادیر NPC با نرخ ارز رسمی دربعضی سالها بالاتر و در برخی سالها کمتر از یک شده است. لذا، چنانچه نرخ رسمی ارز ملاک عمل قرار گیرد، چنین استنباط میشود که دولت غیر از سالهای ۷۴-۱۳۷۲ در بقیه سالها از این محصول حمایت نموده است.

همانگونه که درجدول ۲ و نیز نمودار شماره ۱ نیزآمده است، ضریب حمایت اسمی بانرخ ارز آزاد مربوط به کل کشور در طی دوره ۲۱ ساله دارای نوساناتی بوده است که بیشترین مقدار ضریب حمایت، معادل ۰/۹۹۹ مربوط به سال ۱۳۵۶و کمترین آن با مقدار ۰/۲۸۴ مربوط به سال ۱۳۶۲ می‌باشد. سال ۱۳۶۵ تنها سالی درطی دوره مورد بررسی است که قیمت تضمینی دولت برای گندم، تقریبا برابر با قیمت جهانی بوده و به همین دلیل در این سال بیشترین مقدار NPC را نشان می دهد.در سال ۱۳۶۲ نیز به علت عدم افزایش در قیمت تضمینی گندم و افزایش تقریبی ۳۰ درصد در نرخ ارز آزاد، کمترین مقدار NPC به دست آمده است. همچنین در انتهای دوره مورد بررسی یعنی در سال ۱۳۷۶ ،مقدار NPC به ۰/۳۸۸

جدول شماره ۱ : آمار تولید، سطح زیر کشت، عملکرد، قیمت های تضمینی و جهانی گندم و نرخ های ارز طی دوره ۷۶-۱۳۵۶

سال	تولید هزار تن	سطح زیر کشت هزار هکتار	عملکرد کیلو گرم درهکتار	قیمت تضمینی کیلو گرم -ریال	نرخ ارز آزاد	نرخ ارز رسمی	قیمت جهانی گندم کیلوگرم-دلار
۱۳۵۶	۲۴۴۴	۳۵۲۳	۶۹۴	۱۲	۷۳/۷	۷۰/۷	۰/۱۶۳
۱۳۵۷	۵۰۸۸	۸۵۵۹	۵۹۴	۱۴	۸۲/۶	۷۰/۶	۰/۱۹
۱۳۵۸	۷۷۶۰	۹۸۴۵	۷۸۸	۱۸	۱۵۳/۵	۷۰/۶	۰/۱۴۷
۱۳۵۹	۵۸۵۱	۶۰۰۹	۹۷۴	۲۰	۳۰۰	۷۱/۴	۰/۱۸۳
۱۳۶۰	۶۶۱۱	۶۱۲۴	۱۰۸۰	۲۸	۳۴۰	۸۰/۱	۰/۱۸۲
۱۳۶۱	۷۲۳۹	۷۰۵۵	۱۰۲۶	۳۰	۴۲۰	۸۴/۶	۰/۱۷۱
۱۳۶۲	۷۲۳۶	۶۷۹۱	۱۰۶۶	۳۰	۵۶۵	۸۷/۵	۰/۱۸۷
۱۳۶۳	۶۱۶۵	۵۹۳۴	۱۰۳۹	۴۰	۶۰۰	۹۲	۰/۱۷۵
۱۳۶۴	۶۵۷۷	۶۱۶۶	۱۰۶۷	۴۰	۶۱۳/۸	۸۸/۲	۰/۱۶۱
۱۳۶۵	۷۵۱۲	۶۲۸۲	۱۱۹۶	۴۶	۷۴۱/۸	۷۶/۹	۰/۱۱۸
۱۳۶۶	۸۰۰۷	۶۷۹۷	۱۱۷۸	۵۳	۹۹۰/۸	۷۰/۳	۰/۰۸۸
۱۳۶۷	۷۲۶۷	۶۱۴۷	۱۱۸۲	۵۷	۱۰۱۸/۷	۶۹/۵	۰/۱۳۹
۱۳۶۸	۶۰۱۲	۶۲۵۷	۹۶۱	۱۰۰	۱۲۱۱/۶	۷۲/۵	۰/۲۱۲
۱۳۶۹	۸۰۱۱	۶۲۷۸	۱۲۷۶	۱۰۰	۱۳۸۸	۷۰/۷	۰/۲۰۵
۱۳۷۰	۸۷۹۳	۶۱۹۳	۱۴۲۰	۱۳۰	۱۵۸۰	۶۷/۸	۰/۱۳۷
۱۳۷۱	۱۰۱۷۷	۶۶۴۰	۱۵۳۳	۱۵۰	۱۶۲۴/۵	۶۵/۷	۰/۱۸۴
۱۳۷۲	۱۰۷۳۰	۶۸۰۷	۱۵۷۶	۲۲۵	۱۹۶۸/۸	۱۶۴۶/۳	۰/۱۶۸
۱۳۷۳	۱۰۸۷۰	۶۷۸۲	۱۶۰۳	۲۶۰	۲۶۰۲/۲	۱۷۴۹	۰/۱۸۶
۱۳۷۴	۱۱۲۲۹	۶۵۶۷	۱۷۱۰	۳۳۰	۴۰۴۹/۳	۱۷۴۷/۵	۰/۲۲۳
۱۳۷۵	۱۰۰۱۵	۶۳۲۸	۱۵۸۳	۴۱۰	۵۱۸۳/۱	۱۷۵۱/۷	۰/۲۱۷
۱۳۷۶	۱۰۰۴۶	۶۲۹۹	۱۵۹۵	۴۸۰	۶۶۳۴/۴	۱۷۵۲/۵	۰/۱۸۷

رسیده است. یعنی در انتهای دوره دولت درواقع بیشتر از ٦٠ درصد مالیات پنهان از کشاورزان گندمکار اخذ نموده است.

ب- بررسی تاثیر نرخ حمایت اسمی بر رشد تولید گندم

وجود یک رابطه دراز مدت بین مقادیر NPCونرخ های رشد تولید گندم، به معنی تاثیر حمایت قیمتی بر رشد تولید* این محصول می باشد. برای مشخص نمودن وجود یا عدم وجود این ارتباط بین متغیر ها، در مرحله اول ایستائی بودن سری های زمانی نرخهای رشد و نرخهای NPC بانرخ ارز آزاد، با استفاده از آزمون دیکی-فولر بررسی گردید. نتایج آزمون در جدول شماره (٤) آمده است.

جدول شماره ٤ : نتایج آزمون ایستا بودن سری های زمانی نرخ رشد تولید گندم و نرخ حمایت اسمی

	روند و با عرض از مبدا		بدون روند و با عرض از مبدا	
متغیر	آماره محاسبه شده	مقدار بحرانی	آماره محاسبه شده	مقدار بحرانی
نرخ رشد تولید	-۴/۷۰۹۹	-۳/۱۳	-۵/۰۷۰۸	-۲/۵۷
نرخ حمایت اسمی	-۳/۳۷۴۸	-۳/۱۳	-۳/۶۳۵۲	-۲/۵۷

به طوریکه این جدول نشان می دهد سری های زمانی نرخ رشد(GP) ونرخ حمایت اسمی با ارز آزاد(NPCF) ایستا می باشند، از این رو رگرسیون همگرائی (٤) برای پی بردن به رابطه دراز مدت بین این دو متغیر، برآورد گردید. مدل برآورد شده نیز به شرح زیر می باشد :

$$G.P.=-۰.٤۳۰+۱.۰۳۳*NPCF \qquad ۵)$$

(٤.٦٥١) (-٣.٨٠٥)

$$\alpha=./۰۰۰ \quad \alpha=۰/۰۰۱ \quad R^{۲}=./55 \quad N=۲۰$$

در رابطه (٥)، G.R. متغیر نرخ رشد، NPCF نرخ حمایت اسمی و ارقام داخل پرانتز مقادیر آمارهٔ t می باشند. همانطور که رابطه (٥) نشان می دهد، ضریب NPCF در سطح اطمینان ۹۹/۹ ٪ و عرض از مبدأ در سطح اطمینان ۱۰۰٪ از لحاظ آماری معنی دار می باشند.

اطمینان ۹۹/۹ ٪ و عرض از مبدأ در سطح اطمینان۱۰۰٪ از لحاظ آماری معنی دار می باشند. معنی دار بودن ضریب NPCF گویای این واقعیت است که یک رابطه طولانی مدت بین متغیر های نرخ رشد و نرخ حمایت اسمی وجود دارد، بطوریکه به ازای هر یک واحد افزایش در نرخ حمایت اسمی (با ارز آزاد)، ۱/۳۳ درصد نرخ رشد تولیدگندم کشور افزایش می یابد. به عبارت دیگر، گرچه در اصل، حمایت واقعی از قیمت گندم به عمل نیامده، لیکن تنظیم قیمت های داخلی در جهت نزدیکتر شدن به سطح قیمت های جهانی، آثار مثبت خود را بر رشد تولید گندم بر جای گذاشته است.همین امر نشان می دهد که زارعین تولید کننده گندم، عکس العمل مناسبی نسبت به تغییر قیمت های محصولات تولیدی خود نشان می دهند.

برای پی بردن به تاثیر قیمت های حمایتی بر سطح زیر کشت محصول گندم، عملیات فوق الذکر در مورد این متغیر و نرخ حمایت اسمی، تکرار شده است. نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته، ایستا بودن این متغیر را تائید می نماید. جدول (۵) به علاوه رگرسیون همگرائی برآورد شده بین متغیر سطح زیر کشت و نرخ حمایت اسمی نیز وجود یک رابطه مثبت و معنی دار بین این دو متغیر را تائید می نماید.

جدول شماره ۵ : نتایج آزمون ایستا بودن سری های زمانی نرخ رشد سطح زیر کشت گندم و نرخ حمایت اسمی

	با روند و با عرض از مبدا		بدون روند و با عرض از مبدا	
متغیر	آماره محاسبه شده	مقدار بحرانی	آماره محاسبه شده	مقدار بحرانی
نرخ رشد تولید	-۶/۷۷۱۵	-۳/۱۳	-۷/۲۸۲۳	-۲/۵۷
نرخ حمایت اسمی	-۳/۳۷۴۸	-۳/۱۳	-۳/۶۳۵۲	-۲/۵۷

G.A.=-۰.٤٧٥+١,٠٣٨*NPCF

(٦)

(٤.٠٢٥) (-٣.٦١٢)

α=./۰۰۱ α=۰/۰۰۲ R^2=./ ٤٧ N=۲۰

همانطور که رابطه (٦) نشان مـی دهـد، ضریـب NPCF در سـطح اطمینـان ۹۹/۸ ٪ و عرض از مبدأ در سطح اطمینان۹۹,۹٪ از لحاظ آماری معنی دار می باشـند. رابطـه (٦) نشـان می دهد که هر یک واحد افزایش در نرخ حمایت اسمی (با ارز آزاد)، منجر به افزایش ۱/۰۳۸ درصد درنرخ رشد سطح زیر کشت گندم کشورمی گردد. بـه عبـارت دیـگر، زارعیـن، عکـس العمل خود را در رابطه با تغییر قیمت های گنـدم بـا تخصیـص بیشـتر زمیـن بـه کشـت ایـن محصول نشان می دهند.

مقایسه روند تغییرات قیمت تضمینی گندم و ارزش تولید گندم که در نمودار شـماره ۲ ارائه شده است، نشان می دهد که از ابتدای دوره بتدریج میزان رشد قیمـت تضمینـی گنـدم از میزان رشد ارزش تولید این محصول بیشتر شده و در واقع قیمـت عـامل اصلـی رشـد دهنـده ارزش محصول طی این دوره بوده است. اما از سال ۱۳٦۸ که سال شروع طرح محـوری گنـدم آبی است، رشد قیمت تضمینی نسبت به رشد ارزش تولید کاهش یافته تا اینکه از سـال ۱۳۷۱ عملا میزان رشد ارزش تولید گندم از رشد قیمت تضمینی گنـدم بیشـتر شـده است. بعبـارت دیگر، سهم عامل قیمت در افزایش رشد کاهش یافته است. به عبارت دیگر، افزایش بـهره وری زمین گندم در کشور در پی اجرای طرح محوری گنـدم، بـاعث افزایـش سـهم اثـر عملکـرد و کاهش نسبی سهم قیمت در میزان رشد ارزش تولید گندم کشور شده است.

مقایسه ضریب NPCF در روابط (٥) و (٦) چنین نشان می دهد برای افزایش تولید محصول گندم که به افزایش بهره وری(عملکرد در هکتار زمین) در تولید گندم توجه کافی نشده است و بیشتر از طریق افزایش قیمت تضمینی سالیانه سعی شده تا بخشی از افزایش هزینه های تولید، جبران شودگردد. در چنین شرائطی، انتظار افزایش تولید گندم و کاهش واردات آن، انتظاری واقعی نمی باشد. لذا، چنانچه در سیاست های قبلی دولت در مورد قیمت های تضمینی گندم تجدید نظر نشود، کاهش تولید گندم و افزایش واردات آن نیز، بویژه با توجه به جمعیت رو به رشد کشور، دور از تصور نمی باشد.

فهرست منابع:

الف) منابع فارسی

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. سالهای ۱۳۵٦ تا ۱۳۷٦. گزارشهای شاخص بهای عمده فروشی کالاها و خدمات مصرفی.بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران ،تهران.

سازمان برنامه و بودجه. سالهای ۱۳۵٦ تا ۱۳۷٦ . آمارنامه های استانی. سازمان برنامه وبودجه،تهران .

مرکز آمار ایران.سالهای ۷٦-۱۳۵٦.سالنامهٔ آماری کشور.مرکز آمار ایران، تهران.

موسسه پژوهشهای برنامه ریزی و اقتصاد کشاورزی. ۱۳۷۱ .مجموعه گزارشهای منتخب پیرامون اثرات آزاد سازی اقتصادی.

موسی نژاد محمد قلی و مصطفی ضرغامی. ۱۳۷٦. ارزیابی سیاست های حمایتی دولت دربخش کشاورزی . مجلهٔ اقتصاد، شمارهٔ ٦ ، بهار ۱۳۷٦.

نجفی، بهاءالدین. ۱۳۷۲ . سیاست های بازرگانی وقیمت گذاری محصولات کشاورزی در کشورهای درحال توسعه و ایران.مجموعه مقالات دومین سمپوزیوم سیاست کشاورزی ایران، شیراز، ۱۳۷۲.

نجفی، بهاءالدین ومنصور زیبائی. ۱۳۷۲. بررسی نقش سیاست قیمت گذاری در تغییرات الگوی کشت و درآمد زراعین. مجموعه مقالات دومین سمپوزیوم سیاست کشاورزی ایران، شیراز، ۱۳۷۲.

نجفی، بهاءالدین ومحمودحاج رحیمی. ۱۳۷۷. بررسی اثر مداخلات دولت برانگیزه های اقتصادی تولید در محصولات زراعی استان فارس . مجموعه مقالات دومین گردهمائی اقتصاد کشاورزی ایران، دانشکدهٔ کشاورزی دانشگاه تهران، کرج.

نور بخش، محمد. ۱۳۷۵ . بررسی مزیت نسبی استان مازندران در امر صادرات محصولات کشاورزی به کشور های آسیای مرکزی. پایان نامهٔ کارشناسی ارشد ،دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران .

وزرات بازرگانی . سالهای ۱۳۵٦ تا ۱۳۷٦. سالنامه های آمار بازرگانی خارجی.

وزارت بازرگانی . ۱۳۷۰. بازار جهانی گندم. مؤسسهٔ مطالعات و پژوهشهای بازرگانی ، تهران.

وزارت کشاورزی . ۱۳۷٦. بانک اطلاعات کشاورزی . معاونت برنامه ریزی و بودجه ، ادارهٔ کل آمار واطلاعات ، تهران.

وزارت کشاوری . ۱۳۷۷ . غلات درآیینه آمار ۷٦ / ٦۷ .معاونت برنامه ریزی و بودجه، ادارهٔکل آمار وا طلاعات ، تهران.

ولد خانی، عباس . ۱۳۷۰. تحلیل عوامل مؤثر در رشدتولید بخش کشاورزی ایران. پایان نامهٔ کارشناسی ارشد ،دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران .

ب) منابع لاتین

Bautista, R.M.,1987, Production Incentives in Philippine Agriculture:Effects of Trade and Exchnge Rate Policy, Research Report No. Washington,D.C., International Food Policy Institute.

Binswanger, H. & P. Sandizzo,1983, Patterns of Agricultural Protection World Bank ,Report to Agricultural and Rural Development Department.

Cavallo, D. and Y. Mundlak,1982 ,"Agriculture and Economic Growth in Open Economy :the Case of Argentina ,Reasech Report ,No. 36,Washington D.C ,International Food Policy Reaserch Institute .

Chand ,R.,1991 ,Agricultural Development Price Policy and Marketed Surplus in India ,Concept Company ,New Dehli ,1991.

Chembezi, D.N. and A.W. Womack,1992 ,"Regional Acreage Response for U.S. Corn and Wheat :The Effect of Government Programs," Southern Journal of Agricultural Economics,July 1992, pp. 187-197.

Elmi , O.S.,1995 , Supply Response of Food Crop Production in Tropical Africa, Presentation Paper, Mc gil University, Canda.

FAO,1987 ,Agricultural Price Policies,issues and proposal , FAO , 1987.

FAOSTAT Package.

Feder, G.,1982 ,"On Export and Economic Growth", Journal of Development Economic,Vol. 12,1982.

Frisvold, G. and U. Ingram,1995 , "Sourses of Agricultural Productivity Growth and Stagnation in Sub-Saharan Africa", Journal of Agricultural Economics,13,1995, pp.51-61.

Garcia, J.G.,1981,The Effects of Exchange Rates and Commercial Policy on Agricultural Incentives in Colombia:1953-1978. Research Report, No. 24, Washington,D.C., International Food Policy Research Institute.

Khan ,M. and C. Reinhart,1990 ,"Private Investment and Economic Growth in Developing Countries , World Development. Vol. 75 , No. 5, Oct.1990.

Harling K.F. and R.L. Thampson,1983,"The Economic Effects of Interventions in Canadian Agriculture ,"Canadian Journal of Agricultural Economics, 31,1983,pp.153-173.

Hazell, P.B.R.1986, mathemtical programing for economic analysis in agriculture, McMillan , New York,1986.

Hermann R.,1997 ,"Agricultural Policies ,Macroeconomic Policies and Producer Price Incentives in Developing Countries, Cross-Country Results for Major Crops," Journal of Developing Areas ,Vol. 31, pp. 203-220.

Jamal, H. and A. Zaman,1992 ,"Decomposition of Growth Trend in Agriculture: Another Approach," Indian Journal of Agricultural Economics,Vol.47,No.4,Oct.-Dec., pp. 644-652.

Lee, J.,1995 ,"Comparative Advantage in Manufacturing as a Determinant of Industrialization : The Korean Case ," World Development ,vol. 23,No. 7,1995, pp. 1195-1214.

Master, W.A. and A.W. Nelson,1995 ,"Measuring the Comparative Adavantage of Agricultraul Activities: Domestic Resouce Costs and the Social Cost-Benefit Ratio," American Journal of Agricultural Economics ,May 1995,pp. 243-250.

Minhas, B.S. and A.Vaidanathan,1965 ,"Growth of Crop Output in India 1951-54 to 1958-61 :An Analysis by Component Elements", Journal of the Indian Society of Agriculture Statistic, Vol. 17, No. 2 ,December, pp.230-252.

Narain, D.,1977,"Growth of Productivity in Indian Agriculture", Indian Journal of Agricultural Economics ,Vol. 32, No. 2, January-March, pp. 20-32.

Sagar, V.,1977 ,"A Component Analysis of the Growth of Agricultural Productivity in Rajasthan:1956-61 to 1969-74 ", *Indian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 32, No. 1, January-March.

Sagar, V.,1980 ,"Decomposition of Growth Trend and Certain Related Issuse ,"Indian Journal of Agricultural Economics, Vol. 35, No. 2, April- June, pp. 42-59.

Sugianto W. and J. Yanagida,1993 ,"Support Research and Price Setting Under Indonesia's Rice Intensification Program," Journal of Economic Development, 18,1993, pp.103.113.

Thirlwall, A.,1986 , "A General Model of Growth and Development,"Oxford Economic Papers, 3,82, June 1986, pp. 199-219.

World Bank,1986 , World Development Report , Washington D.C.

Yao, S.,1997 ,"Comparative Advantage and Diversification: A Policy Analysis Matrix for Thai Agriculture," Journal of Agricultural Economics, 48,1997, pp. 211-222.

PRICE SUPPORT POLICY ON THE GROWTH OF WHEAT PRODUCTION : A COINTEGRATIOIN ANALYSIS

F. ESHRAQI & H. SALAMI
ASSISTANT PROFESSOR AND PhD. STUDENT OF AGRICULTURAL ECONOMICS OF TEHRAN UNIVERSITY

Abstract:

The agricultural price policy has been one of the most widely used policy tools in most of countries including Iran.The main objective of this study was to analyze the effectiveness of this policy on the growth of wheat production during 1356-1376. NPC and Cointegration methods were used to evaluate the policy and determining the long-run relation between NPC rate and growth rate of wheat production during the study period at the country level as well as the province level.

The results of Cointegration method show that there is a significant long-run relation between NPC rate and growth rate of wheat production during 1356-76 period. In addition, the calculated NPC's are all below one for the years in the study period. These results reveal the fact that the wheat price policy could not be considered as a supporting policy for the wheat producing farmers.

Key words : **CO-INTEGRATION, PRICE POLICY, NPC, GROWTH RATE**