بررسی اثر آزاد سازی بازار گندم ایران بر روی رفاه اجتماعی

مجله علمی کشاورزی، جلد ۳۰ شماره ۱، سال ۱۳۸۶

آشان شوشتریان او محمد بخشوده ^۲

چکیده

این مطالعه، با هدف تعیین اثر حذف دخالتهای دولت و آزاد سازی بازار گندم در ایران بر روی رفاه اجتماعی، با استفاده از دادههای سری زمانی سالهای ۱۳۶۰ تا ۱۳۷۹ انجام شده است. با استفاده از یک مدل تعادل جزیی برای بازار گندم (شامل توابع تقاضا، عرضه و واردات گندم)، و بکارگیری روش برآورد همجمعی مدلهای خود توزیع گسترده (ARDL)، کششهای قیمتی عرضه و تقاضای گندم محاسبه شد و بترتیب -۱/۱۰ و ۱/۱۰ بدست آمد. با استفاده از کششهای بدست آمده و روش داسیلوا و گرانس (۱۸)، اثرات رفاهی تولید، مصرف و کل آزاد سازی بازار گندم در فاصله سالهای مطالعه محاسبه شد. بر اساس نتایج بدست آمده، می توان بیان داشت که هر چند آزاد سازی بازار گندم ایران مخارج دولت، هزینه های اجتماعی کل را افزایش می دهد. در کل اجتماعی و هزینه های مبادلاتی را کاهش می دهد، اما هزینه های اجتماعی کل را افزایش می دهد. در کل انتظار می رود آزاد سازی بازار گندم ایران سود اجتماعی را عاید جامعه کند.

کلید واژه ها: آزادسازی بازار، تعادل جزیی، اثرات رفاهی، گندم، ایران

مقدمه

از آنجا که کمبود گندم مشکلات اجتماعی، سیاسی و فرهنگی عدیدهای را در کنار مسایل تغدیهای ایجاد مینماید، همواره حضور دولت در بازار تولید و مصرف این محصول فعال بودهاست. پرداخت یارانه به نهادههای تولیدی، خرید گندم از زارعین، حمل به سیلو، ذخیره، توزیع آرد گندم و بازار واردات را خود بر عهده گرفتهاست و با پرداخت یارانه مصرفی، بازار مصرف گندم را غیر فعال یارانه مصرفی، بازار مصوف گندم را غیر فعال امروز مستلزم توجه دایم به بستر سازی، امروز مستلزم توجه دایم به بستر سازی، تعدیل و تطبیق سیاستها و برنامهها با تحولات اقتصادی، سیاسی، فرهنگی، علمی و تکنولوژیکی در مقیاس جهانی است. بنابراین به نظر میرسد در دهکده جهانی دنیای امروز، عدم ارتباط اقتصادی با

سایر کشورها و جلوگیری از حرکت اقتصاد به سمت یک اقتصاد رقابتی، رو به زوال است و لذا مقاومت در برابر آزادسازی خالی از اشکال نیست. اما سیاستهای تعدیل ساختاری و بخصوص آزادسازی که موضوع اصلی تحقیق حاضر بوده است، می تواند مانند شمشیر دولبهای ایفای نقش نماید و در کنار اثرات مثبت، اثرات منفی هم بر جای گذارد (۶). مسلماً تغییر قیمتها و در نتیجه قیمت گندم، نتیجه انکارناپذیر سیاستهایی چون آزادسازی بازار محصولات خواهد بود. بنابراین، بنا به اهمیت محصول در سبد مصرفی خانوار، درصد افزایش محصول در سبد مصرفی خانوار، درصد افزایش مقاومت جامعه در برابر تغییرات، آزادسازی و تغییر قیمت یک محصول اثرات متفاوتی بر اقتصاد جامعه قیمت یک محصول اثرات متفاوتی بر اقتصاد جامعه خواهد گذاشت.

تاریخ دریافت: ۸۴/۲/۱۸ تاریخ پذیرش: ۸۵/۱۰/۱۱ ۱- دانـشجوی دورهٔ دکتـری بخـش اقتـصاد کـشاورزی دانـشکده کشاورزی دانشگاه شیراز

(ashanshoshtarian@gmail.com) ۲- عضو هیات علمی بخش اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه شیراز

مطالعات بسیاری در زمینه اثرات مختلف آزاد سازی صورت گرفته است (مانند مطالعه لویز و هاتی (۲۰), آنانیا (۱۳), تانیگوچی (۲۶), ساوت گیت و همکاران[†] (۲۵) و ...). بر اساس مطالعات انجام شده در زمینه آزادسازی، بستگی به شرایط مختلف جامعه و اقتصاد، آزادسازی می تواند باعث کاهش یا افزایش رفاه اجتماعی گردد. جنان صفت (۳) آزادسازی بخش کشاورزی به معنای کاهش یارانههای بخش دولتی شامل یارانه نهادههای تولیدی و اعتبارات و تسهیلات بانکی و کاهش مداخلات دولت شامل عدم مداخله در عرضه و تقاضای تولید کشاورزی، را به نفع زارعین خرده پا نمی داند. در همین زمینه، آبرگو^۵ (۱۲) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی نشان داد که آزادسازی تجاری کامل باعث کاهش رفاه کل می شود. اما ممكن است بر اساس شرايط حاكم بـر اقتـصاد، آزاد سازی رفاه را افزایش دهد. مانند آنچه ساموئل اسومینگ، برم یانگ و جان استازَ^ع (۱۴) در بررسی اثر تجارت آزاد در ناحیه غرب افریقا بر روی تولید گلههای گاو، مصرف گوشت گاو و رفاه بررسی کردند. همچنین, چاندها و همکاران $^{\nu}$ (۱۷) طی یک تجزیه و تحلیل درباره تغییر سیاستهای هندوستان با استفاده از یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه به این نتیجه رسیدند که آزاد سازی واردات رفاه اقتصادی کل را افزایش می دهد. سلامی (۷) نیز از جمله افرادی است که به آزاد سازی محصولات کشاورزی در ایران توجه کرده است. وی با استفاده از سیستم تعادل عمومی برای محصولات کشاورزی، در راستای قوانین پیوستن به گات، اثرات

آزادسازی کلیه محصولات کشاورزی و از جمله گندم را بررسی کرده است.

تعدادِی از مطالعات نِیز با استفاده از تعادل جزِیِی به بررسِی اثرات رفاهِی آزادسازِی پرداخته اند (مانند مین وت و گلتِی (۲۱), رحمانِی (۵), یاورِی (۱۱), بخشوده و اکبرِی (۱۵) و بخشوده و نجفِی (۱۶) همچنین بخشوده (۲) با استفاده از یک مدل تعادل جزیی برای گندم نشان داد که در صورت عدم مداخله دولت در سالهای ۱۳۴۰ تا ۱۳۷۹، منافعی که جامعه کسب می کرد از مضار آن بیشتر بوده است.

به طور کلی، آزاد سازی تجاری مانند شوکی است که بر پیکره اقتصاد یک جامعه وارد می شود و بنابراین بسته به شرایط حاکم بر جامعه و اقتصاد اثرات متفاوتی خواهد داشت. با هدف تعیین تاثیر آزادسازی بازار گندم بر رفاه اجتماعی در ایران، تحقیق حاضر انجام شد.

تئوری و روش تحقیق

به منظور دستیابی به هدف معین شده در مطالعه حاضر، ابتدا یک مدل تعادل جزیی برای بازار گندم در نظر گرفته شد. این مدل در برگیرنده تولید و بنابراین عرضه داخلی گندم، تقاضای داخلی و تقاضای واردات گندم است. کششهای مورد نیاز از مدل مزبور بدست آمده و اثرات رفاهی آزادسازی شامل اثر تغییر قیمت داخلی گندم بعلت آزادسازی بازار داخلی بر روی رفاه مصرف کنندگان، تولید کنندگان، مخارج دولت، هزینه ها و منافع اجتماعی و همچنین مبادلات خارجی، با بهره گیری از روش داسیلوا و گرانس (۱۸) و بخشوده (۲) بدست آمد.

با فرض روابط خطی، جانشین های کامل و کشش های ثابت، مدل تعادل جزیی برای بازار گندم

⁸⁻ Minot & Goletti.

⁹⁻ Bakhshoodeh & Akbari

¹⁰⁻Bakhshoodeh & Najafi

¹¹⁻ Dasilva &Grans

¹⁻ Lopez & Hathie

²⁻ Anania

³⁻ Taniguchi

⁴⁻ Southgate et al.

⁵⁻ Abergo

⁶⁻ Asuming-Brempong and Staatz

⁷⁻ Chandha et al.

در ایران و در تجارت با جهان که در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفت، بصورت زیر می باشد:

$$LnQ_{t}^{D} = \alpha_{0} + \alpha_{1}Lnp_{t}^{d} + \alpha_{2}LnY_{t}$$

$$+ \alpha_{3}Lnpop_{t} + \alpha_{4}Lnrep_{t}^{r}$$

$$+ \alpha_{5}Lnrep_{t}^{p} + LnU_{1} \qquad (1)$$

$$LnQ_{t}^{S} = \beta_{0} + \beta_{1}LnP_{t-1}^{s} + \beta_{2}LnX_{t}^{D}$$

$$+ \beta_{3}LnP_{t}^{b} + \beta_{4}LnP_{t}^{m}$$

$$+ \beta_{5}LnP_{t}^{r} + LnU_{2} \qquad (7)$$

$$LnX_{t}^{D} = \theta_{0} + \theta_{1}Lnp_{t}^{w} + \theta_{2}LnP_{t}^{s}$$

$$+ \theta_5 Lnpop_t + LnU_3 \qquad (\Upsilon)$$

$$Q_t^D = Q_t^S + X_t^D \qquad (\Upsilon)$$

 $+\theta_3 LnQ_t^s + \theta_4 LnY_t$

در مدل فوق، متغیرهای درونزا عبارت از Q_t^D یا مقدار تقاضای داخلی گندم، Q_t^A یا مقدار عرضه داخلی گندم و X_t^D مقدار تقاضای واردات گندم برای ایران هستند. متغیرهای برونزا و از قبل معین عبارت از P_t^d قیمـــت ضــمنی گنـــدم بــرای مصرف کننده P_t^A قیمــت ضــمنی گنـــدم در سال گذشته، P_t^A تولید ناخالص ملی به قیمت ثابت، سال گذشته، P_t^A تولید ناخالص ملی به قیمت ثابت، P_t^B قیمــت خـرده فروشـی بـرنج، P_t^B قیمــت شرمزرعه خرده فروشی سیب زمینی، P_t^A قیمــت سرمزرعه جو، P_t^B قیمــت سرمزرعه خرت، P_t^A قیمــت سرمزرعه کل برنج، P_t^A قیمــت جهانی گندم و مولو جمعیت کل برنج، P_t^A قیمــت جهانی گندم و مولو جمعیت کل خشور در ســال P_t^A هــستند. همچنــین P_t^A تا P_t^A میباشــند. لازم بــه خملات پسماند روابط (۱) تا (۳) میباشــند. لازم بــه ذکر است که افرادِی مانند خسروِی (۴), مـصطفوِی

(۸). ملک زاده و همکاران (۹) نیز قبلا به نحوی به برآورد توابع عرضه و تقاضای گندم پرداخته اند اما در همه موارد اختلافاتی با مطالعه حاضر در عوامل موثر بر برآورد وجود دارد. در تخمین مدل فوق از دادههای سری زمانی سالهای ۱۳۴۰ تا ۱۳۷۹ استفاده شد. قبل از تخمین و برآورد توابع مذکور، بنا به ضرورت از آزمونهایی استفاده شده است. نرم افزار مورد استفاده در این تحقیق، ۸۰۵ Microfit 4.0

از آنجا که دادههای مورد استفاده، همگی دادههای سری زمانی می باشند، لذا قبل از هر اقدامی جهت برآورد روابط میان آنها بایستی ایستایی و یا عدم ایستایی هر یک از آنها مورد بررسی قرار گیرد و درجه همجمعی آنها مشخص شود. در این راستا، آزمون ایستایی نه مرحلهای پیشنهادشده توسط صدیقی 7 (77)، با استفاده از آزمونهای دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته مورد استفاده قرار گرفت. همچنین با استفاده از آزمون برونزایی تشریح شده توسط گجراتی ٔ (۱۹) برونزایی و درونزایی متغیرهای مقدار مصرف گندم، مقدار تولید و مقدار واردات گندم به صورت آماری بررسی شد. پس از بررسی مسایل فوق، قبل از استفاده از روشهای تخمین معادلات همزمان، مساله همزمانی و وجود اریب ناشی از همزمانی در معادلات مختلف مورد آزمون قرار گرفت. بدین منظور از آزمون هاوسمن، استفاده شد. بعلت عدم وجود همزمانی در معادلات سیستم، معادلات به صورت تخمین تک معادلهای برآورد شدند. از سوی دیگر، بدلیل وجود متغیرهای ناایستا و اجتناب از مساله رگرسیون های کاذب، از روش همجعی برای برآورد معادلات استفاده شد. با توجه به خصوصیت دادهها و متغیرهای موجود در مدل که ترکیبی از متغیرهای همجمع از درجه صفر و یک بودند، روش مدل وقفه توزیع شده خودرگرسیونی،

۱- وزن و قیمت آرد گندم اختصاص یافته به هر یک از مصارف آرد گندم برای سالهای ۱۳۶۰ تا ۱۳۷۹ از سازمان غله بدست آمد و میانگین موزون قیمت آرد مصرفی برای سالهای مذکور محاسبه شد. برای سایر سالها با استفاده از شاخص قیمت نان، قیمت ضمنی بدست آمد.

۲- از تقسیم ارزش واردات گندم به مقدار واردات این محصول در
 هر سال بدست آمده است

³⁻ Seddighi

⁴⁻ Gujarati

با توجه به خصوصیاتش مورد استفاده قرار گرفت ٔ .
آزمون هم جمعی به روش وقفه های توزیع شده خودر گرسیونی توسط پسران و شین ٔ (۲۲) ارائه شده است. بدین ترتیب، برآوردی از معادلات تقاضا، عرضه و واردات گندم در ایران بدست آمد. ضمنا پس از تخمین، آزمون های معمول جهت بررسی وجود فروض کلاسیک در برآوردها مورد استفاده قرار گرفت. علاوه بر آنها از آزمون تغییر ساختار داده ها در طول زمان (CUSUM test) نیز بهره گرفته شد. این آزمون وجود و یا عدم وجود شکست گرفته شد. این آزمون وجود و یا عدم وجود شرسی ساختاری را در طی زمان میان داده ها مورد بررسی قرار می دهد.

پس از این مراحل و بدست آوردن کششهای قیمتی عرضه و تقاضای گندم، با استفاده از روابط مشروح ذیل، آثار رفاهی آزادسازی بازار گندم ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. اگر نمودار (۱) آثار آزادسازی را بر بازار گندم ایران نشان دهد، می توان در بخش تولید و مصرف، آثار آزادسازی را با این فرض که پس از آزاد سازی، قیمت تضمینی برای تولید گندم از $P_{\rm S}$ به قیمت جهانی $P_{\rm S}$) می رسد, بدین ترتیب مطالعه کرد:

الف - اثر آزادسازی بر هزینه های دولت

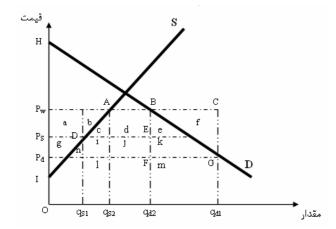
کل یارانه پرداختی به تولیدکنندگان برابر با اختلاف قیمت تضمینی و جهانی در مقدار تولید پس از جهانی شدن است. به زبان ریاضی $^{\mathrm{TPP}}$ برابر است با:

$$TPP = (P_w - P_S) q_{S2}$$
 (a)

از سوی دیگر در بازار مصرف، تفاوت بین قیمت جهانی محصول و قیمت $P_{\rm d}$ معادل یارانهای

است که دولت در ازای هر واحد محصول می پردازد. بنابراین، کل مخارج دولت از این بابت $(TCC)^{\dagger}$ از طریق زیر قابل محاسبه است:

$$TCC = -(P_w - P_d) q_{d1}$$
 (8)



نمودار ۱- آثار آزادسازی روی بازار گندم ایران ب- اثر آزادسازی بر توزیع مجدد در آمد

توریع مجدد درآمد شامل تغییر در مازاد تولید کنندگان (CPW) و تغییر در مازاد مصرف کنندگان (CCW) است. تغییر در مازاد تولید کنندگان برابر مجموع نواحی a و b و تغییر در مازاد مصرف کنندگان برابر مساحت ناحیه P_wBGP_d است. با انجام عملیت ریاضی، می توان عبارت (۷) و است. با برتیب جهت محاسبه تغییر در مازاد تولید کنندگان و تغییر در مازاد مصرف کنندگان بکار

$$CPW = \frac{q_{S1}}{\beta_1 + 1} \left[\left(\frac{P_w}{P_S} \right)^{\beta_1} P_w - P_S \right] \qquad (Y)$$

$$CCW = -\frac{q_{d1}}{\alpha_1 + 1} \left[\left(\frac{P_w}{P_d} \right)^{\alpha_1} P_w - P_d \right] \tag{A}$$

ج - اثر آزادسازی بر هزینههای اجتماعی

⁴⁻ Treasury Cost of Consumption Policy Subsidy (TCC)

⁵⁻ Change in Production Welfare (CPW)

⁶⁻ Change in Consumption Welfare (CCW)

۱- لازم به ذکر است که در بررسی روابط همجمعی از منابعی مانند ابریشمی و مهرآرا (۱), نوفرستی (۱۰) و صدیقی (۲۴) بهره گرفته شده است.

²⁻ Pesaran and Shin.

³⁻ Treasury Cost of Production Policy Subsidy (TPP)

در نمودار (۱)، مساحت ناحیه c هزینههای اجتماعی تولید (SPC) است که از رفاه تولید کنندگان کاسته می شود. این مساحت برابر است d

$$SPC = TPP - CPW \tag{9}$$

در بخش مصرف، مساحت ناحیه f , عملا هزینه های اجتماعی ناشی از سیاست یارانه مصرف $^{\text{Y}}$ است که بصورت زیر محاسبه می شود:

$$SCC = TCC - CCW \tag{1.}$$

د- اثر آزاد سازی بر مبادلات خارجی

اثر مبادلات خارجی روی تولید (FEP) در واقع حاصلضرب قیمت جهانی در تفاوت بین مقادیر عرضه شده در قیمت های جاری تولیدکننده و قیمت جهانی است. برابری زیر برای محاسبه این اثر مورد استفاده قرار می گیرد:

$$FEP = P_{w}(q_{S1} - q_{S2}) = P_{w}q_{S2} \left[\left(\frac{P_{S}}{P_{w}} \right)^{\beta_{1}} - 1 \right] (11)$$

به طور مشابه، اثرات آزادسازی بر مبادلات خارجی روی مصرف (FEC) به صورت زیر قابل محاسه است:

$$FEC = P_{w}(q_{d1} - q_{d2}) = P_{w}q_{d2}\left[\left(\frac{P_{d}}{P_{w}}\right)^{\alpha_{1}} - 1\right]$$
 (17)

و- تغییر در مقدار عرضه شده (CQP)

تبدیل قیمت فعلی تولیدکننده P_S به قیمت جهانی P_W ، حمایت تولید کنندگان را به دنبال دارد و در اثر این افزایش زارعین گندم کار تشویق به تولید بیشتر شده، مقدار عرضه داخلی از q_{S1} به افزایش می یابد.

ى - تغيير در مقدار مصرف (CQC)

در اثـر افـزایش قیمـت از $P_{\rm d}$ بـه $P_{\rm w}$ مقـدار تقاضـای گنـدم از $q_{\rm d1}$ بـه $q_{\rm d2}$ کـاهش مـییابـد. بنابراین، مقدار کاهش در مـصرف در اثـر آزادسـازی برابر $q_{\rm d1}q_{\rm d2}$ خواهد بود. این مقدار را مـی تـوان بـا استفاده از برابری زیر محاسبه نمود:

$$CQC = q_{d2} - q_{d1} = q_{d2} \left[1 - \left(\frac{P_d}{P_w} \right)^{\alpha_1} \right]$$
 (14)

اکنون با دانستن تمام اثرات فوق، می توان اثرات توام این سیاستها را نیز محاسبه کرد:

- اثر توزیع مجدد درآمد یا مجموع تغییر در مازاد تولیدکنندگان و مصرفکنندگان

$$CSW = CPW + CCW \qquad (1\Delta)$$

- کل هزینههای دولت بابت یارانههای تولید و مصرف

$$TTC = TPP + TCC (18)$$

– کل هزینههای اجتماعی یا هزینههای حمایت TSC = SPC + SCC (۱۷)

′ ′ – اثر کل روی مبادلات خارجی

$$NEF = FEP + FEC \qquad (A)$$

نتایج و بحث

با توجه به نتایج آزمون ایستایی، کلیه متغیرها بجز متغیر تولید داخلی گندم، تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت و جمعیت، در سطح ایستا هستند. از میان متغیرهای ایستا که همجمع از درجه صفر هستند، متغیر قیمت جهانی گندم، قیمت خرده فروشی سیبزمینی روند فروشی برنج و قیمت خردهفروشی سیبزمینی روند ایستا هستند. بنابراین در برآورد توابع مورد نظر هر جا که نیاز به استفاده از متغیرهای مذکور بودهاست، متغیر روندزدایی شده آنها درتابع مورد استفاده قرار

 $CQP = q_{S2} - q_{S1} = q_{S2} \left[1 - \left(\frac{P_S}{P_w} \right)^{\beta_1} \right]$ (17)

⁶⁻ Change in Quantity Consumed (CQC)

¹⁻ Social Production Cost (SPC)

²⁻ Social Cost of Consumption Policy (SCC)

³⁻ Foreign Exchange Effect on Production (FEP)

⁴⁻ Foreign Exchange Effect on Consumption (FEC)

⁵⁻ Change in Quantity Produced (CQP)

گرفت. برای این کار ابتـدا متغیـر رونـد ایـستا روی متغیـر رونـد رگـرس شـد و سـپس جملـه پـسماند بدست آمده از رگرسیون به عنوان متغیر روند زدایـی شده در معادلات وارد گردید.

آزمون برونزایی برای سه متغیر مقدار کل تولید مصرف گندم (مقدار تقاضای گندم)، مقدار کل تولید داخلی (مقدار عرضه داخلی گندم) و کل واردات گندم انجام گرفت. نتایج نشان داد که فرضیه صفر مبتنی بر برونزایی متغیرها رد میشود. در نهایت این نتیجه بدست آمد که متغیرهای نام برده شده در این آزمون همگی درونزا هستند و میتوان سایر مراحل تخمین را با درونزا در نظر گرفتن آنها دنبال نمود. آزمون همزمانی معادلات در سیستم مورد نظر نشان داد که نمیتوان فرضیه صفر را مبنی بر عدم وجود همزمانی رد کرد. با توجه به این شرایط که همزمانی در میان معادلات سیستم مشاهده نگردید، روشهای تخمین تک معادلهای، برآورد های سازگاری از پارمتر های مدل را ارائه می نمایند.

تخمین توابع عرضه، تقاضا و واردات گندم در تمامی مراحل با استفاده از نرمافزار Microfit 4.0 صورت گرفت. ذکر این توضیح ضروری است که بعلت وجود ترکیبی از متغیرهای هم جمع از درجه صفر و یک در توابع، از روش برآورد خود توزیع گسترده (ARDL) بهره گرفته شد. مجددا به این نکته اشاره می شود که در تمام مراحل تخمین، هدف تخمین کشش قیمتی عرضه و تقاضا برای گندم می،باشد. روابط (۱۹)، (۲۰) و (۲۱)، بهترین رابطه کوتاهمدت بدست آمده از روش ARDL را بترتیب برای توابع تقاضا، عرضه داخلی و واردات گندم در ایران نشان میدهند. با این توضیح که در بدست آوردن تعداد وقفه بهینه در معادلات زیر از معيار آكائيك استفاده شده است. يس از تخمين رابطه کوتاه مدت، آزمون شکست ساختاری صورت گرفت. با توجه به نمودارهای (۲، ۳ و ۴) می توان دریافت که توابع برآورد شده از این نظر مشکلی ندارند و شکست ساختاری برای دادههای مورد

$$LnQ_{t}^{D} = -0.9153 + 0.2364LnQ_{t-1}^{D} - 0.0915LnP_{t}^{D} + 1.2395Lnpop_{t} - 0.0067LnreP_{t}^{r}$$
S.E.: (1.285) (0.171) (0.049) (0.316) (0.047)

$$+ 0.0301LnreP_{t-1}^{r} + 0.0606LnreP_{t-2}^{r} - 0.0206LnreP_{t}^{P} - 0.0501LnreP_{t-1}^{P}$$
 (18)

$$(0.049)$$
 (0.036) (0.031) (0.032)

$$LnQ_{t}^{S} = 14.0052 + 0.1914LnP_{t-1}^{S} + 0.0116LnX_{t}^{D} + 0.0277LnX_{t-1}^{D} + 0.0240LnX_{t-2}^{D}$$
S.E.: (0.332) (0.099) (0.015) (0.016) (0.014)

$$- 0.3037LnP_{t}^{D} - 0.1255LnP_{t-1}^{D} + 0.4768LnP_{t}^{m} - 0.0369LnP_{t}^{r}$$
 $(7*)$

$$(0.137)$$
 (0.098) (0.106) (0.009)

$$LnX_{t}^{D} = -1.8110 - 0.6399LnP_{t}^{W} - 0.3281LnQ_{t}^{S} - 4.2830LnQ_{t-1}^{S} - 1.6622LnY_{t}$$
S.E.: (12.682) (0.321) (1.729) (1.762) (2.153)

$$+ 2.5968LnY_{t-1} + 7.4739Lnpop_{t}$$
 $(7*)$

$$(20123)$$
 (2.189)

بررسی در این تابع وجود نداشته است. به عبارت دیگر، جمع تجمعی مربعات جملات یسماند از میان دو ناحیه بحرانی مشخص شده توسط نرم افزار (در سطح معنی داری ۵ درصد) عبور نکرده است. بنابراین یارامترهای مدل پایدار هستند و می توان در دوره مورد نظر به آنها اعتماد کرد.

در مرحله بعد رابطه بلند مدت برای توابع پیش گفته بدست آمد. روابط (۲۲)، (۲۳) و (۲۴) روابط بلند مدت را بترتیب برای توابع تقاضای داخلی، عرضه داخلی و واردات گندم نشان می دهند.

$$LnQ_{t}^{D} = -1.1987 - 0.1198LnP_{t}^{D} + 1.6232Lnpop_{t} + 0.1099LnreP_{t}^{r} - 0.0926LnreP_{t}^{P}$$
 (YY)

(0.166)(0.056)(1.634)(0.074)(0.056)prob. : (0.469)(0.040)(0.000)(0.148)(0.110)

$$LnQ_t^S = 14.005 + 0.191LnP_{t-1}^S + 0.063LnX_t^D - 0.429LnP_t^b + 0.477LnP_t^m - 0.037LnP_t^r$$
 (YT)

S.E : (0.332) (0.099) (0.025)(0.127)(0.106)Prob.: (0.000) (0.066) (0.019)(0.002)(0.000)(0.000)

$$LnX_{t}^{D} = -1.8110 - 0.6399LnP_{t}^{W} - 4.6111LnQ_{t}^{S} + 0.9347LnY_{t} - 7.4739Lnpop_{t}$$
 (Y*)

(1.831): (12.682) (0.321) (0.654)(2.189)Prob.: (0.887) (0.055) (0.017)(0.163)(0.002)

محصول را رقیب هم در استفاده از عوامل زراعت دانست. ذرت محصول دیگری است که قیمت سر مزرعه آن بر سطح زیر کشت و در نتیجه میزان تولید و عرضه گندم مؤثر است. بخصوص در سال های اخیر که مساله استفاده فشرده از زمین در میان زارعین بسیار دیده می شود، مناطق بسیاری یافت می شود که بلافاصله پس از برداشت گندم و آتش زدن بقایای گیاهی از کاشت قبلی، ذرت را کشت کرده و پس از برداشت ذرت، مجددا زمین را به زیر کشت گندم می برند. بدین ترتیب این دو محصول در هیچ یک از عوامل با هم رقابتی ندارنـ د و از سوی دیگر معمولا زارعینی که گندم می کارنـ د حتما اندیشه کشت مجدد پس از آن بصورت ذرت را دنبال مى كنند. بنابراين ضريب مثبت بدست أمده برای متغیر قیمت سرمزرعه ذرت قابل توجیه بوده و واقعیت های جامعه زراعی را نشان میدهد. بدین ترتیب با توجه به توضیحات و مدل فوق، کشش قیمتی تقاضای گندم تقریبا ۰/۱۲ بدست آمده است. این کشش گندم را در دسته کالاهای

متغیرهای قیمت ضمنی و جمعیت در سطح معنی داری ۹۵ درصد معنی دار می باشند. علامت ضرایب نیز مطابق با انتظار بدست آمده است. رابط ه معکوس میان قیمت و مقدار تقاضا، رابطه مستقیم جمعیت و مقدار تقاضا، رابطه مثبت قیمت خرده فروشی برنج (به عنوان کالای رقیب نان در سفره غــذایی) و رابطــه منفــی قیمــت خــرده فروشــی سیبزمینی (به عنوان کالای مکمل نان در سفره غذایی)، همگی شواهدی بر تایید این ادعا هستند. بر اساس ضرایب تخمین زده شده در تابع بلند مدت برای عرضه داخلی گندم، تمامی متغیرهای مستقل معنى دار هستند و علامت ضرايب أنها موافق انتظار مي باشد. علامت ضرايب قيمتهاي سرمزرعه جو و برنج منفی برآورد شده است. این مساله می تواند تاییدی بر رقابت محصولات فوق با

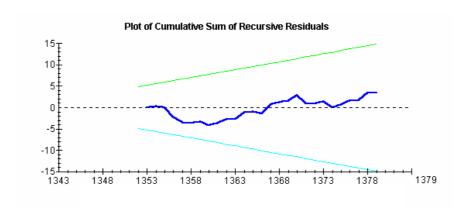
گندم بر سر حداقل یکی از نهادههای مورد نیاز در

تولید آنها باشد. دوره زراعت گندم و جو یکسان

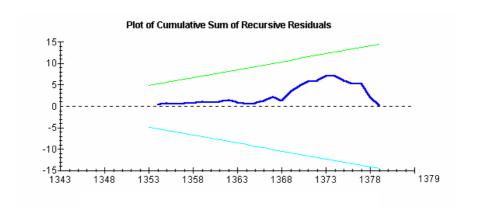
است بنابراین بدون هیچ تاملی می توان این دو

در رابطه بلند مدت بدست آمده برای تابع تقاضا،

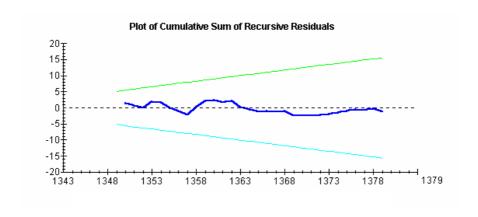




نمودار ۲- آزمون تغییر ساختار دادهها CUSUM برای تابع تقاضای گندم



نمودار ۳- آزمون تغییر ساختار دادهها (CUSUM) برای تابع عرضه داخلی گندم



نمودار ٤- آزمون تغيير ساختاردادهها (CUSUM) براي تابع واردات گندم

بی کشش قرار می دهد. همچنین، کشش قیمت عرضه برای گندم حدودا برابر با ۰/۱۹ بدست آمـد. این کشش به همراه کشش قیمتی تقاضا در بررسی اثرات رفاهی مورد استفاده قرار گرفت. جدول (۱)، بطور اجمالی متوسط اثرات رفاهی تولید، مصرف و کل اثرات برای دورههای مختلف در کنار هم آورده شده است. با توجه به دادههای این تحقیق، قیمت جهانی گندم تا سال ۱۳۵۲ از قیمت تولیدکننده گندم یا به عبارت دیگر قیمت سرمزرعه گندم کمتر بوده است. بنابراین، نتایج و اثرات رفاهی بر تولید برای دورههای ۱۳۵۳ تا ۱۳۵۷ (دوره قبل از انقالاب)، ۱۳۵۸ تـا ۱۳۶۸ (دوره انقـالاب و جنـگ)، ۱۳۶۹ تـا ۱۳۷۸ (دوره بازسازی و تعدیل اقتصادی) و سال ۱۳۷۹ محاسبه شده است. در این جدول، اثرات رفاهی بر حسب میلیون ریال و تغییر در مقادیر تولید و مصرف بر حسب تن آورده شده است.

یس از محاسبه اثرات رفاهی مشخص شد که در صورتی که در فاصله سالهای ۱۳۵۳ تا ۱۳۷۹ دولت در بازار گندم ایران دخالتی نداشت، هزینههای دولت در رابطه با سیاست تولید افزایش و دررابطه با سیاست مصرف کاهش می یافت (جدول ۱). در کل هزینههای دولت در صورت آزاد سازی بازار محصول گندم در فاصله این سالها، تقریبا به طور متوسط سالیانه ۲۱۹۲۲ میلیارد ریال کاهش داشت. به زبان دیگر، روشن است که هزینههای دولت در رابطه با سیاست تولید و مصرف در خلاف جهت یکدیگر حرکت می کنند. اما از آنجا که هزینه دولت در رابطه با سیاست تولید در دوره ۷۹–۱۳۵۳ تنها با ۴/۴ درصد هزینههای دولتی مربوط به یارانه مصرفی برابر است، کل اثر تغییر در هزینههای دولتی کاهش را نشان می دهد و در جهت هزینه های دولتی مربوط به سیاست مصرف حرکت می کند.

جدول ۱ - میانگین اثرات رفاهی آزاد سازی بازار گندم (میلیون ریال و تن)

تغییر در مقدار	تغییر در مبادلات اجتماعی	تغییر در هزینههای اجتماعی	تغییر در رفاه	تغییر در هزینههای دولت		
የ ለየዋየም	-٧١٢۶/۴۶١	۴ ለ• ۴ /ለ <i>۶</i> ۶	Y0YAA/V9A	W 9W/SWF	توليد	>
-547779	-18486/188	VV /\$ Y A	-9777/Y1A	-9799/945	مصرف	1505-04
-	-4.017/9.4	411/494	19.99/40.	Y•V97/811	کل	
A4618A	-V۶1۳V/۶1V	۵.۶۷۹/۴۹۸	7 <i>55</i> 91 <i>5</i> /9 T •	*1761*/7.1	توليد	1504-14
-1118474	-154614/412	47.90/11.	-844081/117	-919970/917	مصرف	
-	- ۲ ۱ ۳۵۵۵/ ۲۳۲	97470/7.1	-477844/171	-489111/111	کل	
11.404	-664188/4.	********	197741/024	7441.74/0Ve	توليد	14-41
-414.40	-1977907/761	9VTDV99/1V1	-49469111/144	-464.0011/1.4	مصرف	
-	- ۲۵ ۲۷	٧١١٠۵٠٩/٨٧٢	-474974797	_\$TAOAO•T/OY•	کل	
40904	- ۴ /// ۶/۱۷۴	4.401/404	Y1881/Y18	700741/049	توليد	
-415171	-4470 • 10/180	14441111/998	-18416.6./17	-149090149/11	مصرف	<u>ي</u>
-	_ ***** \ 1 \ ' *	1411994./10.	-1848.1019/14	-14944.11/01	کل	
V17904	-449500/11	15114./	10 11 54/94A	1.14879/491	توليد	1101-49
-1517.49	-914009/VA•	m. Dayba/. aa	-19140947/404	-	مصرف	
-	-1164114/774	4111144/40	-19.74.74/011	- 11911011/091	کل	

ماخذ: يافته هاى تحقيق

مازاد تولیدکنندگان و مصرف کنندگان نیز در دو سوی مختلف حرکت می کنند. اما در این مورد هم مازاد تولیدکنندگان ۲/۲ مازاد مصرف کنندگان را تشکیل می دهد. بنابراین پس از آزادسازی کل تغییر در رفاه منفی و در جهت مازاد مصرف کنندگان است. بدین معنا که در صورت عدم مداخله دولت، رفاه اجتماعی کاهش می یابد. برآیند این دو اثر در فاصله سال هٔای مورد مطالعه، کاهش متوسط ۱۹۰۲۴ میلیارد ریال در رفاه بوده است.

در اثر آزادسازی گندم، هر دو هزینه اجتماعی مربوط به تولید و مصرف افزایش می یابد. بنابراین در صورتی که قیمت جهانی بر بازار گندم حاکم باشد، کل هزینه های اجتماعی افزایش می یابد. ۳۲۲۲ میلیارد ریال هزینه متوسط اجتماعی سالیانه است که به عنوان یک اثر منفی آزاد سازی شناخته می شود.

از آنجا که آزادسازی افرایش قیمتهای تولیدکننده و مصرفکننده را بدنبال دارد، مقدار عرضه محصول افرایش و مقدار تقاضای گندم کاهش مییابد که این موضوع کاهش مازاد تقاضا و بنابراین کاهش واردات را بدنبال خواهد داشت. بنابراین در کل، مبادلات خارجی بطور متوسط حدود بنابراین در کل، مبادلات خارجی بطور متوسط حدود در مورد تاثیر آزادسازی بر مبادلات خارجی مربوط به سیاست تولید و مصرف نیز مانند هزینههای اجتماعی، هر دو در یک راستا تغییر می کنند. با این تفاوت که این تاثیرات پس از آزاد سازی هر دو کاهش مییابند و بدنبال آن اثر کل آزاد سازی بر مبادلات خارجی منفی است.

با توجه به تمام مطالب بحث شده، چنانچه کاهش هزینههای دولت و مبادلات خارجی را تاثیرات مثبت و کاهش در رفاه اجتماعی و افزایش

هزینههای اجتماعی را تاثیرات منفی آزاد سازی بدانیم، باید دید که در مجموع آزادسازی اثر مثبتی بر رفاه جامعه دارد یا خیر. با مراجعه بـ ه جـدول (۱)، مجموع قدر مطلق اثر آزادسازی بر هزینههای دولتی و مبادلات خارجی، مبلغی را حدود ۲۳۰۷۶ میلیارد ریال بطـور متوسـط در دوره ۷۹–۱۳۵۳ بدسـت می دهد. از سوی دیگر حاصل جمع قدرمطلق اثر آزادسازی بر رفاه و هزینههای اجتماعی برابر با مبلغی حدود ۲۲۲۴۶ میلیارد ریال است. با مقایسه این دو مبلغ می توان دریافت که در صورتی که در فاصله سال های ۱۳۵۳ تا ۱۳۷۹ دولت دخالتی در بازار گندم نداشت و قیمت تولید کننده و مصرف کننده برابر قیمت جهانی بود، رفاه در کل جامعه افزایش می یافت. این افزایش بطور متوسط سالیانه مبلغی معادل ۸۳۰ میلیون ریال بوده است. بنابراین در مجموع چنانچه در سالهای مطالعه آزاد سازی صورت می گرفت، به صرفه بود.

هر چند که با توجه به محاسبات انجام شده، افزایش رفاه در صورت آزادسازی ثابت می شود، اما بایستی به تمام جوانب آزادسازی و از جمله عدم حمایت دولت از مصرف کنندگان بویژه در رابطه با نان که از محصولات غذایی اساسی در ایران و به خصوص برای اقشار آسیبپذیر است، توجه نمود. این مساله که افزایش رفاه محاسبه شده نصیب چه گروهی از افراد در جامعه می گردد و این مساله که در گروهی از آزاد سازی وضعیت افراد مختلف در دهکهای درآمدی متفاوت چگونه تغییر خواهد کرد، بسیار مهم است. به عبارت دیگر برنامه ریزان بسیار مهم است. به عبارت دیگر برنامه ریزان عاصل نمایند که وضعیت فقر و نابرابری در جامعه بدتر از قبل نخواهد شد و سپس برای افزایش رفاه بدتر از قبل نخواهد شد و سپس برای افزایش رفاه در جامعه با استفاده از آزاد سازی اقدام نمایند.

منابع

- ۱. ابریشمی، ح. و مهرآرا، م. ۱۳۸۱. اقتصاد سنجی کاربردی (رویکردهای نوین)، تهران: موسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران، ص ۳۴۸.
- ۲. بخشوده، م. ۱۳۸۱. " بررسی انحصارات کشاورزی". مؤسسه پژوهشهای برنامه ریزی و اقتصاد کشاورزی.
 وزارت جهاد کشاورزی، ص ۱۸۳.
- ۳. جنان صفت، م. ۱۳۷۳. "تاثیر آزاد سازی بر کشاورزان خرده پا". ماهنامه سازمان اقتصادی کوثر، شـماره ۳۳–۳. صص ۷۲–۷۷.
- ۴. خسروی، ع. ۱۳۷۷. "تخمین توابع تقاضا و مصرف گندم شهری و روستایی". مؤسسه پـ ژوهش هـای برنامـه ریزی و اقتصاد کشاورزی. وزارت جهاد کشاورزی، ۲۰۵ ص.
- ۵. رحمانی، ر. ۱۳۷۵. "اثرات آزادسازی بازرگانی محصولات کشاورزی بر رفاه اقتصادی در ایران، مطالعه موردی: خرما و برنج". پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شیراز، ۱۷۲ ص.
- ع. زاهــدی مازنــدرانی، م. ۱۳۷۲. "آزادســازی اقتــصادی: آزادی یــا ضــرورت"، در: ویــژهنامــه ســمینار آزادسازی و توسعه کشاورزی، ۹–۱۰ بهمن ۱۳۷۲، اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۳ ص.
- ۷. سلامی، ح. ۱۳۷۷. "تجزیه و تحلیل آثار اقتصادی الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی بر بخش کشاورزی و سایر بخشهای اقتصادی ایران در یک مدل تعادل عمومی". تهران: مؤسسه پژوهشهای برنامهریزی و اقتصاد کشاورزی، ۱۸۰ ص.
- ۸. مصطفوی، م. ۱۳۷۶. "تعیین عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای گندم و تخمین آنها". پایاننامه
 کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس تهران، ۱۴۳ ص.
- ۹. ملکزاده، ب، لاریمی، م. و هاشمی، الف. ۱۳۶۶. "برآورد و پیشبینی تقاضای گندم". مرکز تحقیقات روستایی و اقتصاد کشاورزی. وزارت کشاورزی، ۱۶۴ ص.
- ۱۰. نوفرستی، م. ۱۳۷۸. ریشه واحد و هم جمعی در اقتصاد سنجی. تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، ۱۸۵ ص.
- ۱۱. یاوری، غ. ۱۳۸۰. "بررسی آثار رفاهی سیاست قیمت گذاری گندم". پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۱۲۸. صص ۱۴۵–۱۶۸.
- 12. Abergo, L. 1999. "Trade liberalization and forcing direct investment: An applied general equilibrium model of Casta Rica". CSGR Working Paper No. 26/99. Center of Study of Globalization and Regionalisation, University of Warwick, at http://www.csgr.org/.

- 13. Anania, G. 2001. "Modeling agricultural trade liberalization, A review". Paper presented at the annual meeting of the American Agriculture Economic Association, August 5-8, 2001, Chicago, 22 p.
- 14. Asuming-Brempong, S., and J. M. Staatz. 2000. "Effects of more open trade on cattle production, beef consumption and welfare in the central corridor of West Africa". Paper presented at AAEA annual meeting in Tampa, Florida, July 30- August 2, 2000, 18 p.
- 15. Bakhshoodeh, M., and Akbari, A. 2002. "Welfare effects of rice market liberalization in Iran: a case of multi exchange rate system", hand out for poster presented at the 24th International Rice Research Conference IRRC), Beijing, China, 16-20, September 2002, 14 p.
- 16. Bakhshoodeh, M., and Najafi, B. 2002. "Welfare effects of wheat market liberalization in Iran". Paper for presentation at fourth Conference of the Asian Society of Agricultural Economics (ASAE), 20-22 August 2002, Alor Setar, Kedah, Malaysia, 19 p.
- 17. Chandha, R., Pohit, S., Deardorff, A. V., and Stern, R. M. 1997. "Analysis of India's policy reforms". Discussion Paper No. 413, University of Michigan, at http://www.spp.umich.edu/.
- 18. Da silva, M. O., and Grans, T. 1999. "Wheat policy and economy-wide reform in Brazil". Agricultural Economics. 20: 143-157.
- 19. Gujarati, D. N. 1999. "Basic Econometrics". New York, Mc Grow Hill International Editions, 838 p.
- 20. Lopez, R. A., and Hathie, I. 1998. "Structural adjustment programs and peanut market performance in Senegal". Selected paper, American Agricultural Economics Association meetings, Salt Lake City, Utah, August 2-5,1998, 11 p.
- 21. Minot, N., and Goletti, F. 2001. "Rice market liberalization and poverty in Viet Nam". International Food Policy Research Institute (IFPRI) Research Report 114, 129 p.
- 22. Pesaran, H., and Shin, Y. 1998 "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to cointegration analysis: The ragnar frish centennial symposium, econometric society monograph". in (ed) S Strom, Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, , chapter 11. Cambridge University Press, Cambridge, pp: 371-413.
- 23. Seddighi, H. R., Lawler, K. A., and Katos, A. V. 2000. "Econometrics A practical approach". London, Routledge, 369 p.
- 24. Siddiki, J. U. 2000. "Demand for money in Bangladesh: a cointegration analysis". Applied Economics, 32: 1977-1984.

- 25. Southgate, D., Salazar-Canelos P., Camacho-Saa C., and Stwar R. (2000). "Markets, institutions, and forestry: The consequences of Timber trade liberalization in Ecquador". World Devolopment, 28 (11): 2005-2012.
- 26. Taniguchi, K. 2001. "A general equilibrium analysis of Japanese rice market trade liberalization". Presented at the annual meeting of the AAEA, August 2001, Chicago, IL, 25 p.