# بررسی تأثیر صادرات بر بیکاری بخش کشاورزی ایران با استفاده از تئوری آبرامز

**محمدجواد رجبعلی پور**
دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات ، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

**دکترسید یعقوب زراعت کیش***
استاد ، گروه اقتصاد کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات ، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

**دکتررضا مقدسی**
دانشیار ، گروه اقتصاد کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات ، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

**دکترامیرمحمدی نژاد**
استاد یار، گروه اقتصاد کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات ، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

**چکیده**
این مطالعه با هدف بررسی تأثیر صادرات بر بیکاری بخش کشاورزی ایران با استفاده از تئوری آبرامز انجام شد. جامعه آماری مشتمل بر بخش کشاورزی ایران و داده‌های مدنظر، داده‌های سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۶۰ می‌باشد. برای آزمون فرضیات تحقیق از نرم‌افزار Eviews11 و مدل NARDL استفاده گردید. متغیرهای مورد بررسی شامل نرخ بیکاری (U)، صادرات بخش کشاورزی (EXP)، اندازه دولت (Gov)، دستمزد واقعی (RW)، نرخ تورم (P)، ارزش افزوده کشاورزی (Y)، ضریب مکانیزاسیون (M) و نسبت دستمزد بخش کشاورزی به دیگر بخش‌های اقتصادی (W) است. یافته‌ها نشان داد که تئوری آبرامز در بخش کشاورزی ایران برقرار نمی‌باشد. همچنین به تفکیک، فرضیه تأثیر صادرات بر نرخ بیکاری، فرضیه تأثیر اندازه دولت، دستمزد واقعی، نرخ تورم، ضریب مکانیزاسیون و نسبت دستمزد بر نرخ بیکاری در بخش کشاورزی تأیید شد، اما فرضیه تأثیر ارزش افزوده بخش کشاورزی بر نرخ بیکاری رد شد. در پایان پیشنهاداتی در راستای بهبود وضعیت اقتصاد، ترویج کشاورزی و تقویت صادرات در کشور ارائه شده است.

**واژه های کلیدی**: تئوری آبرامز، رویکرد NARDL، کشاورزی، ایران.

* نوسنده مسئول: y.zeraatkish@srbiau.ac.ir

## مقدمه

یکی از مهمترین بخش های اقتصاد ایران، بخش کشاورزی به شمار می آید زیرا سهم قابل توجهی از تولید ناخالص ملی و اشتغال را در سطح کشور به خود اختصاص داده است. با توجه به پیشرفت های دهه های اخیر در فعالیت های اقتصادی جهان در بسیاری از کشورهای رو به توسعه امروزی، کشاورزی هنوز بی اندازه عقب مانده است و بهره وری پایین در این بخش یکی از علل عمده فقر و تاخیر در توسعه کل اقتصاد این کشورها از جمله ایران است اما عقب ماندگی بخش کشاورزی در این کشورها بدون دخالت دولت غیر قابل جبران است. بخش کشاورزی به عنوان یکی از بخش های مهم اقتصادی، به دلایل مختلفی از جمله ریسک پذیری بالای آن، فقر کشاورزان و عدم توانایی سرمایه گذاری زیربنایی توسط بخش خصوصی، برای ادامه حیات خود محتاج به سرمایه گذاری ها و هزینه های زیربنایی دولت است.(Lotfalipour et al, 2012). به واقع رشد بخش کشاورزی به عنوان بستری برای کسب اهداف توسعه در کشورهای در حال توسعه امری ضروری قلمداد می شود. در میان اهداف مورد نظر، بهبود و تقویت رشد اقتصادی و کاهش فقر، بهبود امنیت غذایی و حفظ منابع طبیعی بسیار مهم هستند. بخش کشاورزی به طور مستقیم از طریق تولید بیشتر و صادرات و به صورت غیرمستقیم از طریق افزایش تقاضا برای خدمات و کالاهای صنعتی در جوامع روستایی، به رشد اقتصادی کمک نموده و در نتیجه موجب خلق فرصت های شغلی جدید می گردد.(Khosravi & Mohseni,2014 ) . از طرف دیگر بحث در رابطه با دخالت دولت در اقتصاد از دیرباز مورد توجه اقتصاددانان و نظریه پردازان اقتصادی بوده است و نقش دولت به عنوان یک نهاد قانونی می تواند بر اقتصاد اثرگذار باشد. یکی از دغدغه های مهم دولت ها فراهم کردن بسترهای مناسب برای رشد و تبلور جامعه است و با این وجود دولت ها می توانند بر متغیرهای اقتصادی اثرگذار باشند. در این میان یکی از اهدافی که دولت ها برای دستیابی به آن تلاش زیادی می کنند،کاهش بیکاری و رسیدن به سطح قابل قبولی از نرخ بیکاری می باشدکه از شاخص های اصلی توسعه است. به زعم محققان یکی از متغیرهایی که اندازه دخالت دولت در اقتصاد می تواند بر آن اثر گذار باشد اشتغال و به تبع آن نرخ بیکاری است (Ansari Samani& Khilkordi,2017) و لذا در این پژوهش سعی بر آن است نقش و اندازه دخالت دولت بر نرخ بیکاری با اتکا به بررسی منحنی آبرامز در بخش کشاورزی ایران، مورد بحث قرار گیرد. این منحنی برای اولین بار توسط آبرامز[1](۱۹۹۹) و پس از آن در مطالعات کریستوپلوس و توزیناس[2] (۲۰۰۱) و کریستوپلوس و همکاران[3](۲۰۰۵) بررسی شد و نشان دادند که بین اندازه دولت و نرخ بیکاری در کشورهای توسعه یافته رابطه مثبت وجود دارد و این رابطه به منحنی آبرامز معروف شد. در واقع با وجود اینکه شواهد زیادی برای حمایت از این ایده که اندازه دولت اثر منفی بر نرخ رشد تولید می گذارد، اما تحقیقات در مورد رابطه بین بیکاری و اندازه دولت بطور کامل مشخص نیست و در این میان آبرامز (۱۹۹۹) به وجود یک رابطه قوی و مثبت این دو متغیر پی برد که پس از این نتیجه این رابطه را با عنوان منحنی آبرامز معرفی کردند. در خصوص تاثیر این منحنی تحقیقات مختلفی انجام شده است که بعضا تاثیر این منحنی را تایید می کنند. از جمله انصاری سامانی و خیل کردی در مطالعه خود به بررسی منحنی آبرامز در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته با توجه به داده های سالانه ۲۰۰۰-۲۰۱۳ و با اتکا به روش اقتصاد سنجی پانل دیتا و مدل تصحیح خطا پرداخته است. نتایج حاصل از تخمین بلندمدت در هر دو گروه از کشورها حاکی از معنادار بودن رابطه اندازه دولت با نرخ بیکاری می باشد. این رابطه در کشورهای در

[1] Abrams
[2] Christopoulos & Tozinas
[3] Christopoulos et al

حال توسعه منفی و معنادار است، یعنی کاهش بیکاری مستلزم افزایش اندازه دولت است. طبق نتایج تحقیق، در کشورهای توسعه یافته اندازه دولت با نرخ بیکاری رابطه مثبت و معنادار دارد که این نتیجه نشان می دهد منحنی آبرامز در کشورهای توسعه یافته برقرار است و برای کشورهای درحال توسعه تأیید نمی شود (Ansari Samani& Khilkordi,2017). ماميل[1] (۲۰۱۸) در مطالعه خود به بررسی تأثیر هزینه های دولت و سرمایه گذاری خصوصی بر فرصت ها و نرخ اشتغال پرداخته و عنوان می دارد که مخارج دولت و سرمایه گذاری خصوصی با اشتغال همبستگی معنی داری و مثبت دارند. این بدان معنی است که افزایش هزینه های دولت و سرمایه گذاری های خصوصی باعث افزایش اشتغال نیز می شود. وانگ و آبرامز[2](۲۰۱۱) در مطالعه خود رابطه بین اندازه دولت و نرخ بیکاری را با استفاده از مدل تصحیح خطا و با استفاده از داده های ۲۰ کشور OECD در طول دوره زمانی ۱۹۷۰-۱۹۹۹ بررسی کردند و بیان می دارند اندازه دولت پویایی های کوتاه مدت و بلندمدت نرخ بیکاری را توضیح می دهد. ضمنا محققان مذکور پس از تصحیح تورش همزمانی، به این نتیجه رسیدند که اندازه دولت که توسط هزینه های دولت به شکل درصدی از GDP اندازه گیری می شود، نقش مهمی را در تعیین نرخ بیکاری مؤثر پایدار ایفا می کند. یانگجین[3](۲۰۱۱) به بررسی اثر اندازه دولت بر رشد اقتصادی و بیکاری برای ۳۲ کشور پیشرفته و ۱۵ کشور درحال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۹۶ پرداخت. نتایج نشان داده است که اثر اندازه دولت بر رشد اقتصادی برای کشورهای درحال توسعه مثبت و برای کشورهای پیشرفته منفی است.

حال با عنایت به مطالب فوق الذکر، نکته مهم غفلت شده در تحقیقات که خلا آن کاملا محسوس است نادیده گرفتن تئوری آبرامز و تاثیرات آن بر بخش کشاورزی ایران است. لذا این مطالعه در پی آن است با بررسی تاثیر منحنی آبرامز بر بخش کشاورزی ایران، اثر اندازه دولت، اثر دستمزد واقعی بر نرخ بیکاری، اثر نرخ تورم بر نرخ بیکاری، اثر ارزش افزوده بخش کشاورزی بر نرخ بیکاری، اثر ضریب مکانیزاسیون بر نرخ بیکاری و اثر نسبت دستمزد بخش کشاورزی به دستمزد دیگر بخش های اقتصادی بر نرخ بیکاری در بخش کشاورزی ایران را مورد مطالعه قرار دهد.

## مواد و روش ها

پژوهش حاضر از حیث هدف کاربردی است، زیرا با استفاده از زمینه و بسترشناختی و معلوماتی که از طریق تحقیق بنیادی فراهم شده، به دنبال مطالعه تئوری آبرامز در بخش کشاورزی با استفاده از رویکرد NARDL می باشد و از حیث روش و ماهیت تحقیق این پژوهش توصیفی و همبستگی است.

از طرف دیگر مدل پیشنهادی تحقیق به صورت رابطه زیر می باشد:

- $U_t = \alpha_0 + \beta_1 Gov_t + \beta_2 RW_t + \beta_3 Y_t + \beta_4 P_t + \beta_5 M_t + \beta_6 W_t + \beta_7 EXP_t + \varepsilon_t$

که U نرخ بیکاری بخش کشاورزی، Gov نشان اندازه دولت (نسبت هزینه های دولت به GDP)، RW نشان دهنده دستمزد واقعی بخش کشاورزی، Y ارزش افزوده بخش کشاورزی، P نشان دهنده تورم، M نشان دهنده ضریب مکانیزاسیون، W نشان دهنده نسبت دستمزد بخش کشاورزی به دستمزد دیگر بخش های اقتصادی و (EXP) نشان‌دهنده صادرات بخش کشاورزی (به صورت شوک‌های مثبت و منفی)، می باشد.

برای بررسی مدل مزبور، رویکرد NARDL مدنظر محقق است. درواقع یکی از روش های تک معادله ای نامتقارن (غیرخطی) روش خودرگرسیون با وقفه های توزیعی یا

[1] Mamil
[2] Wang & Abrams
[3] Yangjin

NARDL است و در حقیقت NARDL مدل توسعه یافته مدل ARDL است.

همچنین جامعه آماری این مطالعه بخش کشاورزی ایران می‌باشد. داده‌های مد نظر این مطالعه، داده‌های سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۶۰ می‌باشد. ضمنا تحقیق حاضر برای ارزیابی و آزمون فرضیات و نرم افزار Eviews11 استفاده می کند. این روش شامل بررسی و تخمین مدل رگرسیونی است.

*توضیحات آزمون های استفاده شده:*

۱. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته

برای آزمون ریشه واحد، دیکی و فولر[1](۱۹۷۹) سه معادله رگرسیون زیر را در نظر گرفتند (به نقل از اندرس[2]، ۱۹۹۵):

$$\Delta y_t = \gamma \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱-۱)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱-۲)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (۱-۳)$$

در معادلات بالا ضریب $\gamma$ مورد آزمون قرار خواهد گرفت. اگر $\gamma = 0$ باشد، در آن‌صورت سری $\{y_t\}$ دارای ریشه واحد است. آماره t را برای ضرایب $\gamma$ در معادلات بالا محاسبه وسپس آن را با مقادیر بحرانی جدول دیکی فولر مقایسه می‌کنیم. دیکی و فولر مقادیر بحرانی ضرایب $\gamma$ را در معادلات بالا به ترتیب $\tau$، $\tau_\mu$ و $\tau_\tau$ نامگذاری کردند. پس اگر مقادیر محاسباتی t از مقادیر بحرانی جدول کمتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد پذیرفته می‌شود. دیکی و فولر معادلات رگرسیونی خود را تعمیم دادند و اجزا خودرگرسیونی را به این معادلات اضافه کردند. در این حالت مقادیر بحرانی جدول $\tau$، $\tau_\mu$ و $\tau_\tau$ همچنان بدون تغییر باقی می‌مانند.

علاوه بر آزمون $\gamma = 0$، دیکی و فولر (۱۹۸۱) سه آزمون دیگر معرفی کردند. این آزمون‌های جدید قیدهای چندگانه بر روی ضرایب معادلات اعمال می‌کردند. این آزمون‌ها توسط آماره‌های $\phi_1$، $\phi_2$ و $\phi_3$ سنجیده می‌شوند. فرضیه $\gamma = a_0 = 0$ با استفاده از آماره $\phi_1$، فرضیه $\gamma = a_0 = 0$ $a_2 = 0$ با استفاده از آماره $\phi_2$، و فرضیه $\gamma = a_2 = 0$ با استفاده از آماره $\phi_2$ مورد آزمون قرار می‌گیرد. فرمول کلی آماره‌های $\phi_i$ به شکل زیر است:

$$\phi_i = \frac{\left[SSR_{(\text{مقید})} - SSR_{(\text{غیرمقید})}\right]/r}{SSR_{(\text{غیرمقید})}/(T-k)} \quad (۱-۴)$$

که در آن $SSR_{(\text{مقید})}$ و $SSR_{(\text{غیرمقید})}$ مجموع مجذور باقیمانده‌های مدل مقید و غیرمقید، r تعداد قیود، T تعداد مشاهدات قابل استفاده و k تعداد پارامترهای تخمین زده شده در مدل غیرمقید را نشان می‌دهد. فرضیه صفر نشان‌دهنده مدل مقید است. بنابراین اگر مقدار محاسباتی $\phi_i$ کوچکتر از مقدار بحرانی جدول باشد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد. در نتیجه مدل مقید را قبول می‌کنیم.

۲. آزمون ریشه واحد فیلیپس و پرون

اگرچه بکارگیری رویکرد باند در شرایطی که ترکیبی از متغیرهای مانا I(۰) و نامانا با انباشتگی درجه یک I(۱) مورد مطالعه باشند، امکان پذیر است، اما چنانچه درجه انباشتگی برخی از متغیرهای مدل بزرگتر از یک (به عنوان مثال I(۲)) باشد، مقادیر بحرانی باند معتبر نیستند؛ لذا ضروری است قبل از انجام آزمون هم انباشتگی، درجه انباشتگی متغیرها تعیین شود.

از طرفی محققان یک روش(غیر پارامتریک) آزمون ریشه واحد[معروف به $PP$] را برای کنترل همبستگی سریالی پیشنهاد کردند. روش $PP$ رگرسیون آزمون دیکی فولر تعمیم نیافته[3]را برآورد کرده و نسبت $t$ مربوط به ضریب $\alpha$ را بگونه ای که همبستگی سریالی روی توزیع مجانبی آماره آزمون تاثیر نداشته باشد، اصلاح می کند.

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \epsilon_t \quad (۱-۵)$$

[1] Dickey & Fuller
[2] Enders
[3] Non-augmented Dickey-Fuller

که $x_t$ بردار متغیرهای برونزا و نیز عرض از مبدا یا روند زمانی را نشان می دهد. فرض می شود که $\epsilon_t$ نوفه ی سفید[1]است. فرضیه های آماری این آزمون به صورت زیر تعریف می شوند:

$H_0: \alpha = 0$
$H_1: \alpha < 0$

تحت فرضیه صفر، سری زمانی نامانا است و فرضیه مقابل بر مانایی سری زمانی دلالت دارد. نسبت $t$ مربوط به ضریب $\alpha$ در آزمون دیکی فولر به صورت معادله محاسبه می شود.

$$t_\alpha = \frac{\hat{\alpha}}{(se(\hat{\alpha}))} \quad (۶-۱)$$

که $\hat{\alpha}$ برآورد ضریب $\alpha$ و $se(\hat{\alpha})$ خطای استاندارد این ضریب است. آزمون $PP$ مبتنی بر آماره $\tilde{t}_\alpha$ است:

$$\tilde{t}_\alpha = t_\alpha \left(\frac{\gamma_0}{f_0}\right)^{1/2} - \frac{T(\gamma_0 - f_0)\,(se(\hat{\alpha}))}{2{f_0}^{1/2}\, s} \quad (۷-۱)$$

که $s$ خطای استاندارد رگرسیون آزمون است و $\gamma_0$ برآورد سازگاری از واریانس خطای معادله رگرسیونی ($\Delta y_t$) را نشان می دهد. $f_0$ نیز یک برآورد از طیف پسمانده در مبدأ فرکانس است. توزیع مجانبی آماره $\tilde{t}_\alpha$ با توزیع آماره دیکی فولر تعمیم یافته[2]یکسان است.

۳. مدل خودهمبسته با وقفه های توزیعی (ARDL)

مدل ARDL توسط پسران و شین[3](۱۹۹۵) و پسران و دیگران[4](۲۰۰۱) با عنوان رویکرد خودهمبسته با وقفه های توزیعی معرفی کرده‌اند استفاده شده است. آنها ثابت کردند که اگر بردار هم انباشتگی حاصل از به کارگیری روش حداقل مربعات معمولی در یک الگوی خودهمبسته با وقفه های توزیعی که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده است به دست آید، علاوه بر اینکه از توزیع نرمال برخوردار خواهد بود، در نمونه‌های کوچک از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار است.

این رویکرد از محاسن ویژه‌ای نسبت به روش‌های قبلی برخوردار است، اول اینکه، این رویکرد بین متغیرهای وابسته و توضیحی تفاوت قائل می‌شود و مشکل درونزایی را حل می‌کند. دوم اینکه، اجزاء بلند مدت و کوتاه مدت را به طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به متغیرهای از قلم افتاده و خود همبستگی را برطرف می کند. سوم اینکه، از جمله روش هایی است که در آن لازم نیست درجه‌ی مانایی متغیرها یکسان باشد و صرفاً با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها، می توان مدل مناسب را انتخاب کرد. به عبارت دیگر در این روش نیازی به تقسیم متغیرها به متغیرهای همبسته از درجه یک و صفر نیست. چهارم، اجتناب از نواقص موجود در سایر مدل ها، از جمله وجود اریب در نمونه های کوچک و نبود توانایی در انجام آزمون فرضیات آماری، ما را به سوی روش های مناسب تری برای تحلیل روابط بلند مدت و کوتاه مدت بین متغیرها از جمله رهیافت سوق می‌دهد. بنابراین به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خود همبستگی و درونزایی، ناکارایی و کارایی و از همه مهمتر به دلیل اینکه برخی از متغیرها مانا و برخی دیگر نامانا هستند، این روش، برای بررسی رابطه بین متغیرهای سطح مناسب می باشد.

بطورکلی الگوی پویا الگویی است که در آن وقفه های متغیرها نیز وارد شوند، مانند الگوی زیر:

(Noferesti & Jalouli,2010)

$$Y_t = \alpha X_t + \beta X_{t-1} + \delta Y_{t-1} + U_t \quad (۸-۱)$$

ولیکن برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرائب الگو در نمونه های کوچک، بهتر آنست که تا حد امکان از الگوئی استفاده نمائیم که تعداد وقفه های زیادی را برای متغیرها در نظر بگیرد. الگوئی مانند الگوی زیر (نوفرستی، ۱۳۷۸):

$$\emptyset(L.P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L.q_i)X_{it} + cW_t + u_t \quad (۹-۱)$$

الگوی فوق یک الگوی خودهمبسته با وقفه های توزیعی نام دارد، که آنرا با ARDL نمایش می دهند که در آن:

[1] White noise
[2] Augmented Dickey-Fuller statistic
[3] Pesaran & Shin
[4] Pesaran et al

$$\emptyset(L.P) = 1 - \emptyset_1 \mathrm{L} - \emptyset_2 \mathrm{L}^2 - \cdots - \emptyset_\mathrm{p} \mathrm{L}^\mathrm{p} \qquad (۱۰-۱)$$

$$b_i(L.q_i) = b_{i0} + b_{it}L + \cdots + b_{iq}L^q \ . \ i = 1.2. \ldots . k \qquad (۱۱-۱)$$

به طوری که در عبارت فوق L عملگر وقفه،W برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی و یا متغیرهای برونزای با وقفه ثابت است. نرم افزار مایکروفیت معادله را برای تمام حالات و برای کلیه ترتیبات ممکن مقادیر، یعنی به تعداد $(\mathrm{m}+1)^{k+1}$ بار برآورد می نماید. m حداکثر وقفه است که توسط محقق تعیین می شود.

در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک[1]، شوارز-بیزین[2] یا ضریب تعیین تعدیل شده یکی از معادلات انتخاب می شود. معمولا در نمونه های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارز-بیزین استفاده می شود، تا درجه آزادی زیادی از دست نرود. برای محاسبه ضرائب بلندمدت مدل از همان مدل پویا استفاده می شود.ضرائب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از رابطه زیر بدست می آیند:

$$\theta_\mathrm{i} = \frac{b_i(L.q_i)}{\emptyset(L.P)} = \frac{b_{i0}+b_{it}+\cdots+b_{iq}}{1-\emptyset_1-\emptyset_2-\cdots-\emptyset_\mathrm{p}} \ . \ \mathrm{i} = 1.2. \ldots . \mathrm{k} \qquad (۱۲-۱)$$

حال برای بررسی اینکه رابطه بلندمدت حاصل از این روش، کاذب نمی باشد فرضیه زیر مورد آزمون قرار می گیرد:

$$H_0 = \sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{p}} \emptyset_\mathrm{i} - 1 \geq 0$$

$$H_\mathrm{a} = \sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{p}} \emptyset_\mathrm{i} - 1 < 0$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم جمعی یا رابطه بلندمدت می باشد. چرا که شرط آنکه رابطه پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آنست که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای آزمون فوق کافیست تفاضل عدد یک را از مجموع ضرائب با وقفه متغیر وابسته محاسبه کرده و بر مجموع انحراف معیار ضرائب مذکور تقسیم کنیم. اگر قدر مطلق t بدست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[3](۱۹۹۲) بزرگتر باشد، فرضیه صفر را رد کرده و وجود یک رابطه بلندمدت را می پذیریم.

$$Y_\mathrm{t} = \alpha X_\mathrm{t} + \beta X_{\mathrm{t}-1} + \delta Y_{\mathrm{t}-1} + u_\mathrm{t} \qquad (۱۳-۱)$$

در این رابطه اصل سادگی متغیرهای توضیحی حکم می-کند که یک مدل تا آنجا که ممکن است ساده درنظر گرفته شود. این امر دال بر این است که بایستی برای دریافتن اساس پدیده تحت مطالعه، تنها متغیرهای کلیدی و مهم را طبق چارچوب تئوریکی و تحلیل‌های نظری و کارهای انجام یافته در تحلیل وارد نمود.

### ٤. ARDL غیرخطی یا NARDL

محبوبیت فزایندهٔ مدل‌سازی غیرخطی در زمینهٔ روابط بلندمدت هم‌انباشته منجر به تکثیر مدل‌های تغییر رژیمی شده است. در میان پژوهش‌های موجود، غیرخطی بودن به‌طور معمول محدود به مکانیسم تصحیح خطا است و برآورد بر پایهٔ مکانیسم تصحیح خطای (ECM) آستانه‌ای تغییر-مارکوف در کار ساراداکیس (۲۰۰٤) پیش می‌رود. بااین‌حال، فرض رایج مبنی بر اینکه ممکن است رابطهٔ هم‌انباشتگی به‌صورت ترکیب خطی متغیرهای غیرایستا بازنمایی شود، احتمالاً بسیار محدود باشد. لذا در ادبیات مربوط به هم‌انباشتگی خطی، راه‌حل‌هایِ چندی برای این مشکلات در زمینهٔ مدل رگرسیون ایستا (از جمله مدل

[1] Akaik
[2] Schwarz-Bayesian
[3] Banerjee, Dolado & Mestre

رگرسیون پویا (پسران و شین، ۱۹۹۸) ارائه شده است. در این چارچوب پارامتری پویا و منطعفی در نظر گرفته شده است که با آن روابطی را مدلسازی کرده که عدم‌تقارن ترکیبی کوتاه و بلند مدت را بروز می‌دهند. به‌همین‌منظور مدل ARDL غیرخطی زیر در نظر گرفته شده است.

$$y_t = \sum_{j=1}^{p} \varphi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} (\theta_j^{+\prime} x_{t-j}^{+} + \theta_j^{-\prime} x_{t-j}^{-}) + \varepsilon_t$$

که در آن $x_t$ یک بردار $k \times 1$ از چندین رگرسور تعریف شده است، به‌گونه‌ای که $x_t = x_0 + x_t^{+} + x_t^{-}$، پارامتر $\varphi_j$ پارامتر اتورگرسیو است، $\theta_j^{+}$ و $\theta_j^{-}$ پارامترهای وقفهٔ توزیعی نامتقارن هستند و $\varepsilon_t$ یک فرایند متغییرهای تصادفی مستقل با توزیع یکسان با میانگین صفر و واریانس ثابت است، $\sigma_\varepsilon^2$. در طول این مطالعه بر موردی تمرکز خواهیم داشت که در آن $x_t$ به $x_t^{+}$ و $x_t^{-}$ حول آستانهٔ صفر تجزیه می‌شود و از این طریق تغییرات مثبت و منفی در نرخ رشد $x_t$ را متمایز کرده است. فرایندهای جمعِ جزئی حاصل در کاربردهای مختلف خود تفاسیری جالب و به‌لحاظ اقتصادی معناداری به‌دست می‌دهد. لذا طبق مطالعه پسران و همکاران (۲۰۰۱) می توان نوشت:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta_j^{+\prime} x_{t-j}^{+} + \theta_j^{-\prime} x_{t-j}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} (\theta_j^{+\prime} x_{t-j}^{+} + \theta_j^{-\prime} x_{t-j}^{-}) + \varepsilon_t \qquad (۱۵-۱)$$

$$\Delta y_t = \rho \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} (\theta_j^{+\prime} x_{t-j}^{+} + \theta_j^{-\prime} x_{t-j}^{-}) + \varepsilon_t \qquad (۱۶-۱)$$

## نتایج و بحث

### معرفی متغیرهای مطالعه

در این قسمت، شاخص‌های توصیفی هر یک از متغیرهای مطالعه مورد بررسی قرار می‌گیرد. متغیرهای مطالعه شامل؛ نرخ بیکاری بخش کشاورزی، اندازه دولت، دستمزد واقعی بخش کشاورزی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، تورم، ضریب مکانیزاسیون و نسبت دستمزد بخش کشاورزی به دیگر بخش های اقتصادی است. نتایج شاخص های توصیفی مزبور به شرح جدول زیر است:

جدول ۱- شاخص‌های توصیفی متغیرهای مورد مطالعه

| متغیر | حداقل | حداکثر | میانگین | انحراف معیار | کشیدگی | چولگی |
|---|---|---|---|---|---|---|
| نرخ بیکاری بخش کشاورزی (U) | ٦/٦٠٠ | ١٤/٦٠٠ | ٩/٩٨٥ | ٢/٤٢٢ | ١/٧٣٥ | ٠/٣٠٩ |
| اندازه دولت(Gov) | ٠/٠٩٦ | ٠/٢٧٩ | ٠/١٤٠ | ٠/٠٣٩ | ٥/٢١٦ | ١/٣١٩ |
| دستمزد واقعی بخش کشاورزی (RW) | ١١٤٧ | ٢١٣٢ | ١٦١٦ | ٢٨٤ | ١/٧٥٥ | ٠/٠٢٩ |
| ارزش افزوده بخش کشاورزی (Y) | ١٠٦٠٥٢ | ٥١٣٦٩٥ | ٢٧٦٨٤٦ | ١١٣٨٨٠ | ٢/٠٨٤ | ٠/٣٢٢ |
| نرخ تورم(P) | ٦/٩٠٠ | ٤٩/٤٠٠ | ٢٠/٣٤٠ | ٩/٧٧٥ | ٣/٥٣٨ | ٠/٩٦٣ |
| ضریب مکانیزاسیون(M) | ٠/٣٥٠ | ٢/٢٠٠ | ٠/٨٢٧ | ٠/٥٧٢ | ٢/٧٣٣ | ١/٠٩٦ |
| نسبت دستمزد بخش کشاورزی به دیگر بخش های اقتصادی | ٠/٣٥٠ | ٢/٢٠٠ | ٠/٨٢٧ | ٠/٥٧٢ | ٢/٧٣٣ | ١/٠٩٦ |
| صادرات بخش کشاورزی(LnEXP) | ٦/٥٠٠ | ٨/٢٠٠ | ٧/٥٠٠ | ٠/٦٥٢ | ٢/١٠٠ | ٠/١٥٠ |

**آزمون مانایی**

بررسی مانایی تمام متغیرهای تحقیق پیش از برآورد مدل لازم و ضروری است. چراکه ناپایایی متغیرها باعث بروز رگرسیون کاذب می‌شود. برای بررسی پایایی یک فرآیند سری زمانی از آزمون ریشه واحد استفاده می‌شود. در این مطالعه جهت بررسی مانایی متغیرها از آزمون های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (۱۹۷۹) (ADF) و فیلیپس–پرون (۱۹۸۸) (PP) استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول ۲ ذکر شده است. بر اساس نتایج جدول مزبور، متغیرهای اندازه دولت، نرخ تورم و نسبت دستمزد بخش کشاورزی به دیگر بخش های اقتصادی در سطح مانا می-باشند. به عبارت دیگر، دارای درجه انباشتگی مرتبه صفر هستند. در طرف دیگر، متغیرهای؛ ضریب مکانیزاسیون، دستمزد واقعی بخش کشاورزی، نرخ بیکاری بخش کشاورزی و ارزش افزوده بخش کشاورزی در سطح نامانا بوده و بعد از یک بار تفاضل گیری مانا شده اند. به عبارتی، دارای درجه انباشتگی یک می باشند. بنابراین با توجه به نتایج آزمون ریشه واحد، محدودیتی جهت استفاده از رویکرد NARDL وجود ندارد.

جدول ۲– آزمون ریشه واحد

| متغیر | آزمون | آماره در سطح | سطح معناداری | آماره تفاضل مرتبه اول | سطح معناداری | وضعیت |
|---|---|---|---|---|---|---|
| LnGov | ADF | -۳/۱۸۵ | ۰/۰۲۸ | – | - | I(0) |
| | PP | -۳/۳۴۲ | ۰/۰۱۹ | – | – | I(0) |
| LnM | ADF | -۱/۴۶۹ | ۰/۸۲۲ | -۴/۸۸۱ | ۰/۰۰۱ | I(1) |
| | PP | -۱/۳۶۳ | -۰/۸۵۶ | -۴/۱۸۱ | ۰/۰۱۱ | I(1) |
| LnP | ADF | -۴/۶۷۱ | ۰/۰۰۰ | – | – | I(0) |
| | PP | -۲/۷۷۸ | ۰/۰۷۰ | – | – | I(0) |
| LnRW | ADF | -۲/۰۰۲ | ۰/۲۸۴ | -۶/۵۴۸ | ۰/۰۰۰ | I(1) |
| | PP | -۲/۰۲۹ | ۰/۲۷۳ | -۶/۶۱۹ | ۰/۰۰۰ | I(1) |
| LnU | ADF | -۳/۰۰۶ | ۰/۱۴۳ | -۵/۳۲۴ | ۰/۰۰۰ | I(1) |
| | PP | -۳/۰۶۴ | ۰/۱۲۸ | -۶/۵۴۳ | ۰/۰۰۰ | I(1) |
| LnW | ADF | -۳/۴۸۲ | ۰/۰۵۶ | – | – | I(0) |
| | PP | -۴/۹۷۱ | ۰/۰۰۱ | – | – | I(0) |
| LnY | ADF | -۳/۰۲۷ | ۰/۱۳۷ | -۶/۷۷۵ | ۰/۰۰۰ | I(1) |
| | PP | -۲/۸۴۸ | ۰/۱۸۹ | -۹/۴۲۸ | ۰/۰۰۰ | I(1) |
| LnEXP | ADF | -۳/۲۵۰ | ۰/۰۲۵ | – | – | I(0) |
| | PP | -۳/۳۱۰ | ۰/۰۲۰ | – | – | I(0) |

**نتایج مدل NARDL**

**برآورد رابطه کوتاه‌مدت**

براساس نتایج جدول شماره ۳:

*وقفه اول نرخ بیکاری بخش کشاورزی:* ضریب برآورد شده برابر با ۰/٤۳۸ می باشد که در سطح ۹۹ درصد معنی-دار می‌باشد. بدین معنا که با نرخ بیکاری دوره گذشته بر نرخ بیکاری سال جاری اثرگذار می باشد.

*شوک مثبت اندازه دولت:* ضریب برآورد شده برابر با ۰/۳۹٦- می باشد که معنی دار نمی باشد. بدین معنا که با افزایش یک درصدی اندازه دولت، نرخ بیکاری بخش کشاورزی ۰/۷۷۲ درصد کاهش می‌یابد.

*شوک منفی اندازه دولت:* ضریب برآورد شده برابر با ۰/۹۳۲- می باشد که در سطح ۹۵ درصد معنی دار می باشد. بدین معنا که با بروز شوک منفی در اندازه دولت، نرخ بیکاری بخش کشاورزی ۰/۹۳۲ درصد کاهش می‌یابد.

*دستمزد واقعی بخش کشاورزی:* ضریب برآورد شده برابر با ۰/٦۷۷- می باشد که در سطح ۹۹ درصد معنی دار می باشد. بدین معنا که با افزایش یک درصدی دستمزد واقعی، نرخ بیکاری بخش کشاورزی ۰/٦۷۷ درصد کاهش می‌یابد.

*ارزش افزوده بخش کشاورزی:* ضریب برآورد شده برابر با ۰/۱۳۸- می باشد که معنی دار نمی باشد.

*نرخ تورم:* ضریب برآورد شده برابر با ۰/۲۳۱- می باشد که در سطح ۹۹ درصد معنی دار می باشد. بدین معنا که با افزایش یک درصدی نرخ تورم، نرخ بیکاری بخش کشاورزی ۰/۲۳۱ درصد کاهش می‌یابد.

**ضریب مکانیزاسیون:** ضریب برآورد شده برابر با ۰/۰۲۹ می باشد که معنی دار نمی باشد.

*وقفه اول ضریب مکانیزاسیون:* ضریب برآورد شده برابر با ۰/٥٤۷ می باشد که معنی دار نمی باشد.

*نسبت دستمزد بخش کشاورزی به دیگر بخش های اقتصادی:* ضریب برآورد شده برابر با ۰/۳۷۲ می باشد که در سطح ۹۵ درصد معنی دار می باشد. بدین معنا که با افزایش یک درصدی نسبت دستمزد، نرخ بیکاری بخش کشاورزی ۰/۳۷۲ درصد افزایش می‌یابد.

شوک مثبت صادرات بخش کشاورزی: ضریب برآوردشده برابر با ۰/٤٥۰- می‌باشد که در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار است. بدین معنا که با افزایش یک درصدی صادرات، نرخ بیکاری بخش کشاورزی ۰/٤٥ درصد کاهش می‌یابد.

شوک منفی صادرات بخش کشاورزی: ضریب برآوردشده برابر با ۰/٤۲۰ می‌باشد که در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار است. بدین معنا که با کاهش یک درصدی صادرات، نرخ بیکاری بخش کشاورزی ۰/٤۲ درصد افزایش می‌یابد.

از طرف دیگر براساس محاسبات انجامی، ضریب تعیین برابر با ۰/۸٦٥ می‌باشد که بیانگر آن است که متغیرهای مستقل توانسته‌اند ۸٦/٥ درصد از تغییرات نرخ بیکاری بخش کشاورزی را توضیح دهند. همچنین ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۸۱۷ می‌باشد. آماره دیگر، دوربین واتسون است که برابر با ۱/۹۸۳ می‌باشد که با توجه با اختلاف اندک آن با عدد ۲ (عدد ۲ بیانگر عدم وجود خودهمبستگی است) می‌توان گفت مدل حاضر با مشکل خودهمبستگی مواجه نمی‌باشد. در نهایت نیز آماره F و سطح معناداری آن بیان شده است. با توجه به مقدار این آماره (۱۸/۰٦۰) که در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار می‌باشد، می‌توان گفت مدل رگرسیونی برآورد شده از سطح معناداری مطلوبی برخوردار می‌باشد.

جدول ۳- برآورد مدل کوتاه‌مدت مبتنی بر مدل NARDL

| متغیر | ضریب | انحراف استاندارد | آماره t | سطح معناداری |
|---|---|---|---|---|
| lnU(-1) | ۰/٤۳۸ | ۰/۱۱۹ | ۳/٦٥۷ | ۰/۰۰۱ |
| lnGov_Pos | -۰/۳۹٦ | ۰/۷۹٤ | -۰/٤۹۸ | ۰/٦۲۱ |
| lnGov_Neg | -۰/۹۳۲ | ۰/٤۳۳ | -۲/۱٥۲ | ۰/۰٤۰ |
| lnRW | -۰/٦۷۷ | ۰/۲۳۷ | -۲/۸٥۱ | ۰/۰۰۸ |
| lnY | -۰/۱۳۸ | ۰/۳٤٤ | -۰/٤۰۲ | ۰/٦۹۰ |
| lnP | -۰/۲۳۱ | ۰/۰٥۰ | -٤/٥۸۰ | ۰/۰۰۰ |
| lnM | ۰/۰۲۹ | ۰/٤۳٥ | ۰/۰٦۷ | ۰/۹٤٦ |
| lnM(-1) | ۰/٥٤۷ | ۰/۳۸۱ | ۱/٤۳۲ | ۰/۱٦۳ |
| lnW | ۰/۳۷۲ | ۰/۱۳٥ | ۲/۷٥۱ | ۰/۰۱۰ |
| LnEXP_Pos | -۰/٤٥۰ | ۰/۲۱۰ | -۲/۱٤۳ | ۰/۰٤۱ |
| LnEXP_Neg | ۰/٤۲۰ | ۰/۲۰۰ | ۲/۱۰۰ | ۰/۰٤٥ |
| عرض از مبدأ | ۹/۷٤۱ | ۳/٦٦۹ | ۲/٦٥٥ | ۰/۰۱۲ |
| روند زمانی | -۰/۰٦۰ | ۰/۰۳٥ | -۱/۷۰۰ | ۰/۱۰۰ |
| ضریب تعیین تعدیل شده<br>۰/۸۲٥ | ضریب تعیین<br>۰/۸۷۰ | دوربین- واتسون<br>۱/۹۸۳ | | Fآماره<br>۱۸/٥۰۰ |

**بررسی وجود رابطه بلندمدت**

مطابق با نتایج جدول ٤، مقدار آماره آزمون ٦/۰۷۰ است که از همه کرانه‌های فهرست شده در سطح ۱ ، ٥ و ۱۰ درصد بزرگتر است. بنابراین فرض صفر رد می‌شود و در نتیجه می توان گفت رابطه بلند مدت وجود دارد.

جدول ٤- آزمون باند برای مدل خطی

| آماره آزمون | مقدار | سطح معناداری | I(0) | I(1) |
|---|---|---|---|---|
| آزمون F | ٦/۰۷۰ | ٪ ۱۰ | ۲/٦٦۸ | ٤/۹۲۰ |
| | | ٪ ٥ | ۳/۱۲۱ | ٤/٥٦٤ |
| | | ٪ ۱ | ٤/۳۱ | ٥/۹٦٥ |

**برآورد مدل تصحیح خطا (ECM)**

براساس نتایج جدول ۵، مقدار ECM برابر ۰/۵۷۰- می‌باشد. این ضریب سرعت تعدیل خطا و حرکت از سمت تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت را نشان می دهد.

جدول ۵- برآورد مدل ECM

| متغیر | ضریب | انحراف استاندارد | آماره t | سطح معناداری |
|---|---|---|---|---|
| عرض از مبدأ | ۹/۷٤۱ | ۱/۲٤۹ | ۷/۷۹۵ | ۰/۰۰۰ |
| روند زمانی | -۰/۰٦۰ | ۰/۰۰۷ | -۷/۷۲۷ | ۰/۰۰۰ |
| D(lnM) | ۰/۰۲۹ | ۰/۳۰۲ | ۰/۰۹۷ | ۰/۹۲۳ |
| ECM | -۰/٥٦۱ | ۰/۰۷۲ | -۷/۷۹۱ | ۰/۰۰۰ |
| ضریب تعیین تعدیل شده | ضریب تعیین | دوربین- واتسون | Fآماره | |
| ۰/٦۱۰ | ۰/٦٤۰ | ۱/۹۸۳ | ۲۰/٥۰۰ | |

**برآورد مدل بلندمدت**

براساس نتایج جدول ٦:

در بلندمدت شوک مثبت اندازه دولت اثری منفی و غیرمعنادار بر نرخ بیکاری بخش کشاورزی دارد. ضریب برآورد شده برابر با ۰/۷۰٦- می‌باشد که معنادار نمی‌باشد.

در بلندمدت شوک منفی اندازه دولت اثری منفی و معنادار بر نرخ بیکاری بخش کشاورزی دارد. ضریب برآورد شده برابر با ۱/٦٦۱- می‌باشد که در سطح ۹۰ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که با بروز شوک منفی در اندازه دولت، نرخ بیکاری بخش کشاورزی ۱/٦٦۱ درصد کاهش می‌یابد.

در بلندمدت، دستمزد واقعی بخش کشاورزی اثری منفی و معنادار بر نرخ بیکاری بخش کشاورزی دارد. ضریب برآورد شده برابر با ۱/۲۰۷- می باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که با افزایش یک درصدی دستمزد واقعی بخش کشاورزی، نرخ بیکاری بخش کشاورزی ۱/۲۰۷ درصد کاهش می‌یابد.

در بلندمدت ارزش افزوده بخش کشاورزی اثری منفی و غیرمعنادار بر نرخ بیکاری بخش کشاورزی دارد. ضریب برآورد شده برابر با ۰/۲٤٦- می‌باشد که معنادار نمی‌باشد.

در بلندمدت، نرخ تورم اثری منفی و معنادار بر نرخ بیکاری بخش کشاورزی دارد. ضریب برآورد شده برابر با ۰/٤۱۱- می باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که با افزایش یک درصدی نرخ تورم، نرخ بیکاری بخش کشاورزی ۰/٤۱۱ درصد کاهش می‌یابد.

در بلندمدت، ضریب مکانیزاسیون اثری مثبت و معنادار بر نرخ بیکاری بخش کشاورزی دارد. ضریب برآورد شده برابر با ۱/۰۲۷ می باشد که در سطح ۹۵ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که با افزایش یک درصدی ضریب مکانیزاسیون، نرخ بیکاری بخش کشاورزی ۱/۰۲۷ درصد افزایش می‌یابد.

در بلندمدت، نسبت دستمزد بخش کشاورزی به دیگر بخش های اقتصادی اثری مثبت و معنادار بر نرخ بیکاری بخش کشاورزی دارد. ضریب برآورد شده برابر با ۰/٦٦۳ می باشد که در سطح ۹۵ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که با افزایش یک درصدی نسبت دستمزد، نرخ بیکاری بخش کشاورزی ۰/٦٦۳ درصد افزایش می‌یابد.

در بلندمدت، شوک مثبت صادرات بخش کشاورزی اثری منفی و معنادار بر نرخ بیکاری دارد. ضریب برآوردشده برابر با ۰/۸۰۰- می‌باشد که در سطح ۹۵ درصد معنادار است. بدین معنا که با افزایش یک درصدی صادرات، نرخ بیکاری ۰/۸ درصد کاهش می‌یابد.

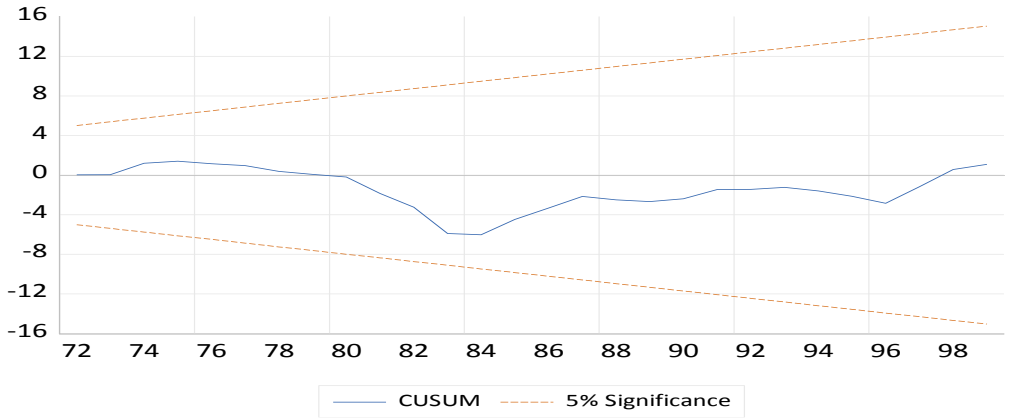
در بلندمدت، شوک منفی صادرات بخش کشاورزی اثری مثبت و معنادار بر نرخ بیکاری دارد. ضریب برآوردشده برابر با ۰/۷۵۰ می‌باشد که در سطح ۹۵ درصد معنادار است. بدین معنا که با کاهش یک درصدی صادرات، نرخ بیکاری ۰/۷۵ درصد افزایش می‌یابد.

جدول ٦- برآورد مدل بلندمدت

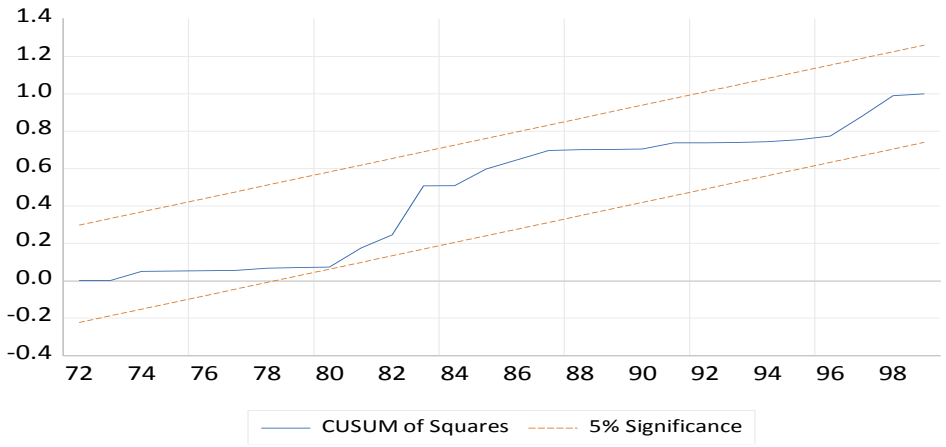
| متغیر | ضریب | انحراف استاندارد | آماره t | سطح معناداری |
|---|---|---|---|---|
| lnGov_Pos | -۰/۷۰٦ | ۱/٤۰۳ | -۰/٥۰۳ | ۰/٦۱۸ |
| lnGov_Neg | -۱/٦٦۱ | ۰/۸۳٥ | -۱/۹۸۸ | ۰/۰٥٦ |
| lnRW | -۱/۲۰۷ | ۰/۳۸٥ | -۳/۱۳٤ | ۰/۰۰٤ |
| lnY | -۰/۲٤٦ | ۰/٦۲٤ | -۰/۳۹٥ | ۰/٦۹٥ |
| lnP | -۰/٤۱۱ | ۰/۱۰۱ | -٤/۰۳۸ | ۰/۰۰۰ |
| lnM | ۱/۰۲۷ | ۰/٤۲۹ | ۲/۳۸۹ | ۰/۰۲۳ |
| lnW | ۰/٦٦۳ | ۰/۲۸۱ | ۲/۳٥۷ | ۰/۰۲٥ |
| LnEXP_Pos | -۰/۸۰۰ | ۰/۳٥۰ | -۲/۲۸٦ | ۰/۰۳۰ |
| LnEXP_Neg | ۰/۷٥۰ | ۰/۳٤۰ | ۲/۲۰٦ | ۰/۰۳٥ |

**آزمون ثبات ساختاری**

بر اساس نمودار های ۱ و ۲، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود.




شکل ۱- آزمون ثبات ساختاری CUSUM




شکل ۲- آزمون ثبات ساختاری CUSUMQ

**بررسی تقارن شوک های مثبت و منفی**

در نهایت نیز با استفاده از آزمون والد به بررسی عدم تقارن بلندمدت شوک های مثبت و منفی متغیر اندازه دولت پرداخته شده است. مطابق با نتایج جدول ۷، فرض صفر آزمون رد نشده است، که بیانگر آن است که شوک های مثبت و منفی اندازه دولت در بلندمدت نامتقارن نمی باشند.

جدول ۷- آزمون والد الگوی NARDL

| متغیر | آماره آزمون | مقدار | درجه آزادی | سطح معناداری |
|---|---|---|---|---|
| lnGov | **آماره t** | ۰/۵۰۹ | ۲۸ | ۰/٦١٤ |
| | **آماره F** | ۰/۲۵۹ | (۲۸,۱) | ۰/٦١٤ |
| | **آماره کای مربع** | ۰/۲۵۹ | ۱ | ۰/٦١٠ |
| | **آماره t** | ۰/۵۲۰ | ۲۸ | ۰/٦٠٨ |
| | **آماره F** | ۰/۲۷۰ | (۲۸,۱) | ۰/٦٠٨ |
| | **آماره کای مربع** | ۰/۲۷۰ | ۱ | ۰/٦٠٤ |

**پیشنهادات**

این تحقیق به بررسی تئوری آبرامز در بخش کشاورزی ایران پرداخته و فرضیات تحقیق مبتنی بر این هدف طراحی و تدوین شد. مبتنی بر یافته های بدست آمده در بخش قبل با اتکا به رویکرد NARDL:

فرضیه ۱: منحنی آبرامز در بخش کشاورزی ایران برقرار است

براساس نتایج به دست آمده، منحنی آبرامز در بخش کشاورزی ایران برقرار نمی باشد. چراکه ضریب به دست آمده برای اندازه دولت، منفی می باشد که در تضاد با تئوری آبرامز می باشد. لذا این فرضیه رد می شود.

فرضیه ۲: اندازه دولت بر نرخ بیکاری در بخش کشاورزی در ایران اثرگذار است.

براساس نتایج به دست آمده ، می توان گفت اندازه دولت بر نرخ بیکاری در بخش کشاورزی در ایران اثرگذار است. لذا این فرضیه تایید می شود.

فرضیه ۳: دستمزد واقعی بر نرخ بیکاری در بخش کشاورزی در ایران اثرگذار است.

براساس نتایج به دست آمده ، می توان گفت دستمزد واقعی بر نرخ بیکاری در بخش کشاورزی در ایران اثرگذار است. لذا این فرضیه تایید می شود.

فرضیه ٤: نرخ تورم بر نرخ بیکاری در بخش کشاورزی در ایران اثرگذار است.

براساس نتایج به دست آمده، توان گفت نرخ تورم بر نرخ بیکاری در بخش کشاورزی در ایران اثرگذار است. لذا این فرضیه تایید می شود.

فرضیه ۵: ارزش افزوده بخش کشاورزی بر نرخ بیکاری در بخش کشاورزی در ایران اثرگذار است.

بر اساس نتایج به دست آمده، نمی توان گفت ارزش افزوده بخش کشاورزی بر نرخ بیکاری در بخش کشاورزی در ایران اثرگذار است. لذا این فرضیه رد می شود.

فرضیه ٦: ضریب مکانیزاسیون بر نرخ بیکاری در بخش کشاورزی در ایران اثرگذار است.

براساس نتایج به دست آمده، می توان گفت ضریب مکانیزاسیون بر نرخ بیکاری در بخش کشاورزی در ایران اثرگذار است. لذا این فرضیه تایید می شود.

فرضیه ۷: نسبت دستمزد بخش کشاورزی به دستمزد دیگر بخش های اقتصادی بر نرخ بیکاری در بخش کشاورزی در ایران اثرگذار است.

فرضیه ۸: صادرات بخش کشاورزی بر نرخ بیکاری در بخش کشاورزی در ایران اثرگذار است.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، می‌توان گفت صادرات بخش کشاورزی بر نرخ بیکاری در بخش کشاورزی در ایران اثرگذار است. افزایش صادرات بیکاری را کاهش داده و کاهش صادرات بیکاری را افزایش می‌دهد. لذا این فرضیه تأیید می‌شود.

در جمع‌بندی یافته‌های این تحقیق می‌توان داشت که در این مطالعه با استفاده از مدل NARDL به بررسی اثر صادرات، اندازه دولت، دستمزد بخش کشاورزی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، نرخ تورم، ضریب مکانیزاسیون و نسبت دستمزد بخش کشاورزی به بخش‌های دیگر اقتصادی بر نرخ بیکاری بخش کشاورزی پرداخته شد. در گام اول و پیش از برآورد مدل تحقیق، به بررسی مانایی متغیرهای تحقیق با استفاده از روش دیکی–فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس–پرون پرداخته شد که نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد نشان داد که درجه انباشتگی متغیرها صفر و یک می‌باشد، بنابراین می‌توان از رویکرد NARDL استفاده کرد. در گام بعدی رابطه کوتاه‌مدت برآورد شده و در گام بعدی، ECMبرآورد گردید. در نهایت نیز نتایج رابطه بلندمدت نشان داد که تئوری آبرامز در بخش کشاورزی ایران برقرار نمی‌باشد. در تبیین یافته‌های به‌دست‌آمده می‌توان عنوان داشت که بخش کشاورزی در هر کشوری به عنوان صنعت مادر عمل نموده و از توجه فراوانی برخوردار است. زیرا این صنعت به دلیل بهره‌وری بالا و نیز قابلیت اشتغالی که ایجاد می‌کند می‌تواند بخشی از مسائل کلان کشور نظیر بیکاری و کمبود صادرات را از بین ببرد. همچنین این صنعت دارای ارزآوری بسیار فراوانی برای اقتصاد می‌باشد. در ایران کاهش اراضی تحت کشت به دلایل خشکسالی، تغییر کاربری، مهاجرت روستاییان، تخریب مراتع، منابع طبیعی و جنگل‌ها، فرسایش شدید خاک و رشد بیابان‌زایی موجب گردیده است بخش کشاورزی در ایران در شرایط ناپایدار قرار گیرد. از طرفی بخش کشاورزی در ایران، می‌تواند بسترساز توسعه اقتصادی–اجتماعی کشور باشد و بسیاری از شاخه‌های صنعتی را راه‌اندازی و پشتیبانی نماید. با توجه به افزایش قیمت جهانی غذا، با فعال شدن ظرفیت‌های بالقوه و کشف‌نشده در بخش کشاورزی فرصت ایجاد اشتغال و رشد و توسعه بسیاری از صنایع وابسته فراهم می‌گردد و کشاورزی و صنعت به عنوان مکمل یکدیگر می‌توانند همدیگر را پشتیبانی نمایند ولی با وضعیت عدم حمایت بخش مالی از فعالیت‌های مولد کشاورزی، فرصت استفاده از شرایط به‌وجودآمده جهانی برای ما وجود نخواهد داشت. در برنامه‌های توسعه نظیر برنامه چهارم توسعه، تزریق منابع پولی به بخش کشاورزی برای افزایش تولید و بهبود در راندمان آبیاری و گسترش کمیت و کیفیت تولیدات کشاورزی و دامی در نظر گرفته شده و صراحتاً نیز توصیه گردیده است اما با روشی که فعلاً بانک‌ها در جهت محدود کردن یا عدم اختصاص تسهیلات بانکی در پیش گرفته‌اند انجام سرمایه‌گذاری و توسعه در بخش کشاورزی و یا دیگر صنایع تنزل شدید یافته است. همچنین باید به عدم ترویج علوم جدید کشاورزی در ایران اشاره نمود که عدم توانمندی کشاورزان در زمینه سرمایه‌گذاری جهت استفاده از تکنولوژی‌های نوین، دانش فنی و به‌روزآمد و توسعه مکانیزاسیون از یک طرف و مصرف نامناسب نهاده‌های کشاورزی به‌ویژه منابع آب زراعی و اجرای روش‌های سنتی و ناکارآمد و ضعف فنی در کاشت و داشت و برداشت واقعیت‌های تلخی است که عمدتاً به دلیل پایین بودن نرخ بازده سرمایه‌گذاری در این بخش است.

یکی دیگر از مهم‌ترین دلایل عدم توسعه کشاورزی در ایران، تصمیمات اضطراری و تخصیص منابع ارزی یا دستکاری تعرفه واردات کالا برای واردات است که با هدف پایین کشیدن قیمت‌ها و رفع کمبودها برای تولیدکننده داخلی زیان‌بار خواهد بود که راه‌حل مناسبی نمی‌باشد البته تنها راه‌حل نهایی بازگشت به اقتصاد تولیدی است. توسعه برنامه‌های مرتبط با اقتصاد، کشاورزی و مواد غذایی در جهت اشتغال‌زایی، درآمدزایی و افزایش تولیدات اساسی از مهم‌ترین کارهایی است که اثرات ضدتورمی در کشور خواهد داشت. همچنین باید اشاره داشت که بازده سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی در خوش‌بینانه‌ترین حالت ۱۳٪ ولی نرخ تورم بالای ۲۵٪ است بنابراین سرمایه‌گذار هر ساله بخشی از دارایی خویش را برای جبران زیان ناشی از فاصله میان بهره و سود سرمایه‌گذاری خود از دست می‌دهد این در حالی است که در کشورهای توسعه‌یافته سودآوری سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی تقریباً سه برابر نرخ بهره می‌باشد و در این صورت است که همواره سرمایه‌گذاران جدیدالورود در بخش کشاورزی وجود خواهد داشت.

در سال‌های اخیر مشاهده می‌شود قیمت محصولات کشاورزی نسبت به قیمت سایر محصولات و خدمات از رشد قیمتی بسیار کمی برخوردار بوده است که هم از طریق واردات و هم از طریق کنترل‌های دولتی افزایش نرخ چندانی در قیمت محصولات کشاورزی اتفاق نیفتاده است. بنابراین مشکلات کشاورزان روزبه‌روز بیشتر شده و وضعیت مالی و اقتصادی کشاورزان هر روز ضعیف‌تر گردیده است. همچنین ورود محصولاتی نظیر چای، برنج، گوشت، شیرخشک و... که گاهی هم به‌صورت بسیار بی‌رویه وارد شده است این امر در شرایط وجود درآمدهای نفتی و قیمت بالای نفت مشکلاتش کمتر قابل لمس است، اما در صورت بروز وضعیت سیر نزولی قیمت نفت دورنمایی بسیار دشوار پیش رو خواهد بود و آثار شوم ناشی از افول بخش کشاورزی در آن زمان مشخص می‌شود که غیرقابل جبران می‌باشد و مهم‌ترین عامل عدم توسعه بخش کشاورزی این است که در سال‌های افزایش درآمد فروش نفت، اقتصاد و جامعه ایران و از جمله بخش کشاورزی از آن تأثیر پذیرفته است که منجر به افزایش تمایل به شهرنشینی، خروج از فعالیت‌های تولیدی، بروز سیاست‌های اقتصادی مشوق غیرمولد و دلالی و پیوستن به مشاغل کاذب غیرمولد نتیجه و ثمره آن می‌باشد. سایر مشکلات شامل تهیه کود شیمیایی جهت استفاده در مزارع از طریق سیستم‌های توزیع دولتی و به میزان موردنیاز و روانه گشتن کشاورز به بازار سیاه و آزاد و خرید آنها از بازار آزاد با چند برابر قیمت، عدم توسعه مکانیزاسیون و در اختیار نداشتن ماشین‌آلات پیشرفته جهت عملیات خاک‌ورزی، کاشت، داشت، برداشت و از بین رفتن سرمایه‌ها و امکانات به سبب عقب‌ماندگی در مکانیزاسیون است. صادرات بخش کشاورزی می‌تواند با افزایش تقاضا برای محصولات کشاورزی، ایجاد اشتغال و کاهش بیکاری، به توسعه اقتصادی کمک کند. با این حال، موانعی مانند تحریم‌ها، سیاست‌های وارداتی زیان‌بار و کمبود زیرساخت‌های صادراتی مانع از بهره‌برداری کامل از این پتانسیل شده است. نتایج این مطالعه نشان داد که افزایش صادرات کشاورزی به کاهش بیکاری کمک می‌کند، در حالی که کاهش صادرات می‌تواند بیکاری را افزایش دهد. حال با عنایت به نتایج این تحقیق، پیشنهاداتی به شرح زیر مطرح می شود:

۱. تقویت اقتصاد داخلی و پایبندی به اقتصاد مقاومتی و تقویت آنها در جهت کاهش وابستگی/ ۲. حمایت مالی بازار سرمایه و بانکی از فعالیت‌های مولد کشاورزی /۳. انجام سرمایه‌گذاری و توسعه در بخش کشاورزی و منابع و تجهیزات آن.

٤. برنامه ریزی در جهت افزایش سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی با سیاست‌های دولت/۵. سهولت دسترسی به

بازار خارجی و برقرار کردن شرایط صادرات محصولات کشاورزی/٦. تأمین نیازهای بخش کشاورزی در داخل کشور و کاهش وابستگی به واردات /۷. برای ثبات اقتصادی، دولت از طریق ایجاد صندوق سرمایه گذاری در جهت پروژه هایی با بازدهی بالا در زمینه کشاورزی اقدام نماید /۸. عامل اصلی افزایش تورم، رشد نقدینگی است. دولت باید سیاستی اتخاذ کند تا بتواند قیمت تولیدات کشاورزی را به صورت تدریجی و مرحله ای اصلاح نماید. این امر به کاهش نقدینگی و کنترل پایه ای پول کمک خواهد کرد /۹. با توجه به وجود تحریم ها، دولت باید از این فرصت در آینده استفاده کند و صادرات غیر نفتی به خصوص در بخش کشاورزی که ارز آوری بالایی دارد را افزایش دهد و بدین وسیله از وابستگی به یکی از نیازهای اساسی کشور یعنی غذا جلوگیری کند.

## منابع


Ansari Samani, H., & Khilkordi, R. (2017). The Effect of Government Size on Unemployment: Study of Abrams Curve in Developed and Developing Countries. Journal of Econometric Modelling, 2(1), 113-134

2.Abrams, B. A. (1999), The effect of government size on the unemployment rate, Public Choice, 99(3-4): 395-401

Banerjee, A., Dolado, J., & Mestre, R. (1998). Error- correction mechanism tests for cointegration in a single- equation framework. Journal of time series analysis, 19(3), 267-283.

Christopoulos, D. K. and E. G. Tsionas (2002), Unemployment and government size: Is there any credible causality?, Applied Economics Letters, 9(12): 797-800.

Christopoulos, D. K., Loizides, J., and E. G. Tsionas (2005), The Abrams curve of government size and unemployment: evidence from panel data, Applied Economics, 37(10): 1193-1199.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American statistical association, 74(366a), 427-431.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. Econometrica: journal of the Econometric Society, 1057-1072.

Enders, W. (2015). Applied econometric time series fourth edition.

Khan, M.A. (2016). "Military expenditures and unemployment nexus for selected South Asian Countries". Social Indicators Research.

Khosravi, M., & Mohseni, R. (2014). The Effect of Exchange Rate Uncertainty on Agricultural Trade Balance (An Application of GARCH, EGARCH and TGARCH Model). Agricultural Economics, 8(2), 69-86.

Lotfalipour, M. R., Azarinfar, Y., & Mohammadzadeh, R. (2012). The impact of government expenditure on the overall economic growth and the growth of the Agricultural Sector in Iran Economic Growth in Iran. Journal Of Agricultural Economics and Development, 26(2), 86-96.

Muammil, S. (2018). The Effect of Government Expenditure and Private Investment on Work Opportunities and Unemployment Rate in Indonesia Russian Journal of Agricultural and Socio-Economic Sciences 76(4):92-100.

Noferesti, M., & Jalouli, M. (2010). Analyzing the Impact of the Removal of Basic Commodity Subsidies on the Main Macroeconomic Variables within a Structural Macro Econometric Framework. Journal of Economics and Modeling, 1(1), 81-105.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1995). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis.

Pesaran, H. H., & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. Economics letters, 58(1), 17-29.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of applied econometrics, 16(3), 289-326.

Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. Biometrika, 75(2), 335-346.

Saridakis, G. (2004), "Violent Crime in the United States of America: A Time-Series Analysis Between 1960-2000", European Journal of Law and Economics, 18(2), pp 203-221, ISSN 0929-1261.

Shin, Y., Yu, B. & Grenwod-Nimmo, M. 2014. Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. Festschrit in Honor of Peter Schmidt, Springer, New York, 218-314.

Wang, S. and B. A. Abrams (2011), the Effect of Government Size on the Steady-State Unemployment Rate: A Dynamic Perspective (No. 11-12).

Yongjin, S. (2011), Government size, economic growth and unemployment: Evidence from advanced and developing economy countries (a time series analysis, 1996–2006), International Review of Public Administration, 16(2): 95-116.