تاثیر ناپایداری اقتصادی و خروج سرمایه نقدی بر رشد بخش کشاورزی در ایران

مسعود مبصری، سید نعمت الله موسوی[1]
masoud_mobaseri@yahoo.com

چکیده

یکی از مشکلات ساختاری بخش کشاورزی در اقتصاد ایران، جریان سرمایه از این بخش به سایر فعالیت های اقتصادی است که سیاست های حمایتی دولت از این بخش تا کنون در کاهش این جریان چندان موثر نبوده است. در این مقاله تاثیر فرار سرمایه و ناپایداری اقتصادی آن بر سهم بخش کشاورزی ایران بررسی شود. بدین منظور از الگوی خود رگرسیو با وقفه گسترده (ARDL)، برای تخمین روابط بین سهم بخش کشاورزی در تولید ناخالص ملی و سایر متغیر ها مورد مطالعه استفاده شد. داده های مورد نیاز مطالعه برای دوره ۱۳۴۹ تا ۱۳۹۱ از منابع آماری مختلف جمع آوری شده است. نتایج مطالعه حاکی از آن است که ناپایداری اقتصادی و خروج سرمایه نقدی تأثیر منفی و معنا داری بر سهم بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی دارند، هم چنین سرمایه گذاری دولت در بخش کشاورزی و شاخص قیمت مصرف کننده ارتباط معنا دار و مثبتی با رشد بخش کشاورزی دارند. و با افزایش سرمایه گذاری دولت در بخش کشاورزی باعث افزایش رشد بخش کشاورزی شده و در نتیجه سهم بخش کشاورزی در تولید ناخالص ملی افزایش خواهد یافت.

طبقه‌بندی JEL: E، E2، E22

کلید واژه: فرار سرمایه، رشد بخش کشاورزی، الگوی خود رگرسیو با وقفه گسترده (ARDL)، الگوی تصحیح خطا (ECM).

[1] به ترتیب دانشجوی دکترای اقتصاد کشاورزی و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد واحد مرودشت

مقدمه

کمبود سرمایه و نحوه تخصیص آن بین فعالیتهای اقتصادی، از جمله موانع و مشکلات گریبانگیر کشورهای در حال توسعه برای رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی است. این کشورها برای رسیدن به رشد اقتصادی، گاهی شیوه رشد متعادل و گاهی شیوه رشد نامتعادل را پیش میگیرند. بنابراین، کشاورزان برای پرداخت هزینه های جاری و سرمایه گذاری در امر کشاورزی نیازمند پس انداز درآمدهای گذشته و یا دریافت اعتبارات اند. سرمایه گذاری در بخش کشاورزی، به لحاظ سهم بالای بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی، تأمین اشتغال برای درصد بالایی از نیروی کار و تامین نیاز غذایی جمعیت رو به رشد کشور از اهمیت بالایی برخورداراست. بخش کشاورزی به دلیل برخورداری از رشد مستمر و پایدار و درونزای اقتصادی و نقش حیاتی در ایجاد عدالت اجتماعی، تأمین امنیت غذایی و توسعه اشتغال در جامعه مستلزم توجه خاص و حمایت کارآمد میباشد.

وضعیت سرمایه گذاری در بخش کشاورزی و عوامل مؤثر بر سرمایه گذاری دربخش کشاورزی، شامل درآمدهای نفتی، اعتبارات اعطایی بانکها، شاخص قیمت نسبی محصولات کشاورزی و موجودی سرمایه در دوره قبل می باشد [۱]. متغیرهای مؤثر بر سرمایه گذاری خصوصی شامل شاخص بهای محصولات کشاورزی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، موجودی سرمایه دولت در بخش کشاورزی و اعتبارات جاری و سرمایه ای اعطایی بانک کشاورزی می باشد موجودی سرمایه دولتی و اعتبارات اعطایی بانک کشاورزی از تأثیر بیشتری برخوردار است [۲]. عوامل تأثیرگذار بر سرمایه گذاری را به دو دسته شناخته شده و نامشخص تقسیم می شود. سطح درآمد، سرمایه گذاری دولتی، اعتبارات بانکی، نرخ تورم و پس انداز از جمله عوامل قابل اندازه گیری است که بیشترین اثرات را در سرما یه گذاری دارد [۳]. سرمایه گذاری بخش دولتی مکمل سرمایه گذاری بخش خصوصی است [۴]. با توجه به مطالب بیان شده می توان گفت که نهاده سرمایه در کشور ما نهاد های کمیاب تلقی می شود، با رعایت اصول اقتصادی باید در فعالیتی بکار رود که بیشترین بازدهی را داشته باشد و از آنجایی که یکی از متغیر های تأثیرگذار بر تقاضای سرمایه در بخش کشاورزی

ارزش افزوده این بخش است لذا به نظر می رسد این نهاده کمیاب باید در فعالیتی به کار گرفته شود که بیشترین ارزش افزوده را برای کشور تولید کند و باعث رشد و توسعه بخشهای دیگر شود. بنابراین از دیدگاه تخصیص بهینه منابع درآمد، لازم است که سهم بیشتری از منابع سرمایه ای به کشاورزی اختصاص داده شود تا از این طریق هم شکاف میان درآمد کشاورزان و شاغلان بخشهای دیگر کاهش یابد و هم فرآیند رشد و توسعه اقتصادی کشور در نتیجه رشد بخش کشاورزی تسریع شود. بر همین اساس این پژوهش، در پی آن است که روند فرار سرمایه و رشد بخش کشاورزی در ایران را طی سالهای ۱۳۴۹-۱۳۹۱ را بررسی نماید و همچنین شناسایی تاثیر فرار سرمایه و تعیین آثار اقتصاد کلان آن، در کوتاه مدت و بلند مدت بر رشد بخش کشاورزی مورد بررسی قرار دهد.

مواد و روش ها

تعریف واحد و جامعی از فرار سرمایه وجود ندارد. اکثر کسانی که این پدیده را بررسی کرده اند، با توجه به مسائل خاص کشور مورد مطالعه و آمار های موجود، تعاریف متفاوتی را ارائه نموده اند. برای مثال، از دید گریوریر و کسارر، فرار سرمایه، انتقال غیر قانونی سرمایه به خارج از مرزها است، و این مفهوم، با عبارت صادرات سرمایه متفتوت است. زیرا صادرات سرمایه با توجه به لحاظ مفاد قانونی کشور انجام میشود. بنابراین، صادرات سرمایه، یک پدیده عادی اقتصادی است ولی فرار سرمایه یک پدیده غیر عادی می باشد [۵].

مواد و روش‌ها

براساس مطالعات پیشین و با توجه به بحث نظری عوامل موثر بر سرمایه گذاری و فرار سرمایه و محدودیت های مربوط به عدم دسترسی به برخی از سر های زمانی تأثیر گذار بر سرمایه گذاری و همچنین با در نظر گرفتن ساختار و شرایط اقتصادی ایران، مدل مورد بررسی به صورت زیر تعریف می شود:

$$AGR = F(MINS, AGBDG, CF, CPI) \qquad (1)$$

که در آن:AGR : سهم کشاورزی در تولید ناخالص داخلی. MINS: ناپایداری اقتصاد کلان که در اثر انحراف استاندارد GDP روی می دهد. BDG: بودجه دولت در کشاورزی.CF: خروج نقدی خالص. CPI: شاخص قیمت مصرف کننده.

الگویی که در این تحقیق برآورد می گردد، برای بررسی رابطهٔ بین متغیر های یاد شده، از چارچوب تابع تولید کلان نئو کلاسیکی با فرم کاب- داگلاس استفاده شده است، که برگرفته از لوی، استفاده گردیده است [۶].

تاکنون روش های متعددی برای آزمون هم گرایی بین چند متغیر پیشنهاد شده است که از جمله آن ها می‌توان به آزمون انگل – گرنجر[۲] ، آزمون همگرایی یوهانسن – جوسیلیوس[۳] و روش خود رگرسیون[۴] با وقفه توزیعی اشاره کرد. ترتیبی که بیان شده، به صورت زمان بندی شده است. بدین معنی که ابتدا روش انگل – گرنجر مطرح شد، ولی به دلیل در نظر گرفتن واکنش های پویای کوتاه مدت موجود بین متغیر ها، اعتبار لازم را نداشت، چرا که برآوردهای حاصل از آنها با تورش نبوده و در نتیجه انجام آزمون فرضیه با استفاده از آمار های معمول، بی اعتبار خواهد بود [۷].

به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی کوتاه مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق تری از الگو شوند، ،مورد توجه قرار گرفتند. مدل و الگوی خود رگریسیون با وقفه توزیعی (ARDL) ، مدلی بود که معرفی شد و بطور مکرر در مقالات علمی مورد استفاده قرار گرفته است.

$$\mathrm{Ln}\,(\mathrm{AGR}) = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Ln}(\mathrm{MINS}) + \beta_2 \mathrm{Ln}(\mathrm{BDG}) + \beta_3 \mathrm{Ln}(\mathrm{CF}) + \beta_4 (\mathrm{CPI}) \qquad (2)$$

که در آن:LAGR: لگاریتم سهم کشاورزی در تولید ناخالص داخلی LMINS: لگاریتم ناپایداری اقتصادی LBDG : لگاریتم بودجه دولت در کشاورزی LCF : لگاریتم خروج نقدی خالص LCPI : لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده

[2] Engle-Grenger
[3] Yohansen-josiluos
[4] Auto Regressive

رابطه (۲)، نشان میدهد که رشد بخش کشاورزی ایران تابعی از متغیرهای سهم کشاورزی در تولید ناخالص داخلی یا ملی (AGR)، ناپایداری اقتصادی (MINS)، بودجه دولت در کشاورزی (BDG)، خروج نقدی خالص(BDG) و شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) می باشد. به منظور بررسی روابط دراز مدت و کوتاه مدت بین متغیر های وابسته و سایر متغیر های توصیفی الگو می توان از روش هم جمعی مانند روش انگل – گرنجر (*ENGLE GRENGER*)[۵] و مدل‌های تصحیح خطا مانند ساز و کار تصحیح خطا[۶] (ECM) (*ERROR CORRECTION MODEL*) استفاده کرد.

با این حال به علت محدودیت های موجود در استفاده از روش های انگل – گرنجر و مدل *ECM* و هم چنین برای اجتناب از نواقص موجود در این مدل ها ، از جمله اریب در نمونه های کوچک و نبود توانایی در انجام فرضیات آماری ، روش های مناسبی برای تحلیل روبط دراز مدت و کوتاه مدت متغیر ها پیشنهاد شده است که در این زمینه می توان به رهیافت (ARDL) ، اشاره کرد. (پسران،۱۹۹۷؛ شین،۱۹۹۸)[۷] .در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه هم جمعی متغیر ها که در روش انگل – گرنجر ضروری است ، نیازی نیست [۸].

هم چنین این روش الگو های دراز مدت و کوتاه مدت موجود در مدل را به طور همزمان تخمین می زند و مشکلات مربوط به حذف متغیر ها و خود همبستگی را رفع می کند، لذا، تخمین های روش ARDL به دلیل اجتناب از مشکلاتی هم چون خود همبستگی و درون زایی ، نااریب و کارا هستند [۹] و به همین دلیل در مطالعه حاضر از مدل ARDL استفاده شد. هم چنین برای تخمین مدل ها و انجام آزمون های مربوط نیز از بسته های نرم افزاری Eviews 6 و Microfit 4.1 استفاده گردید.مدل ARDL تعمیم یافته را می توان به صورت زیر نشان داد:

[5] Engle-Grenger
[6] Error Correction model
[7] H.M.Pesaran&B.Pesaran 1997

$$a(L,P)y_t = a_o + \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,q_i)X_{it} + u_t, \qquad i = 1,2\ldots,k \quad (3)$$

که در آن a_o عرض از مبدأ و y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه است که به صورت زیر تعریف می شود:

$$L^j y_t = y_{t-j}$$
$$a(L,P) = 1 - a_1 L^1 - \cdots - a_p L^p \qquad (۴)$$
$$\beta_i(L,q_i) = \beta_{io} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + \ldots + (\beta_{iqi}L_i^q)$$

بر این اساس مدل پویای ARDL برای رشد کشاورزی به شکل زیر خواهد بود:

(۵)

$$\mathrm{Ln(agr)} = \alpha_o + \sum_{i=1}^{m}\beta_1 \mathrm{Ln(AGR)}_{t-i} + \sum_{i=1}^{n}\beta_2 \mathrm{Ln(MINS)}_{t-i} + \sum_{i=1}^{k}\beta_3 \mathrm{Ln(BDG)}_{t-i} + \sum_{i=1}^{f}\beta_4 \mathrm{Ln(CF)}_{t-i} + \sum_{i=1}^{g}\beta_5 \mathrm{Ln(CPI)}_{t-i} + \beta_2 \mathrm{Ln\ MINS}_t + \beta_3 \mathrm{Ln\ BDG}_t + \beta_4 \mathrm{Ln\ CF}_t + \beta_5 \mathrm{LnCPI}_t$$

در این تابع m، n، k، f و g به ترتیب تعداد وقفه های بهینه برای متغیر های:
$Ln\ (AGR)_t$ و $Ln(MINS)_t$ و $Ln(BDG)_t$ و $Ln\ (CF)_t$ و $Ln\ (CPI)_t$ می باشد.

برای تخمین رابطه دراز مدت می توان از روش دو مرحله ای به نحو زیر استفاده کرد: در مرحله اول وجود ارتباط دراز مدت بین متغیر های تحت بررسی آزمون می شود. در این رابطه اگر مجموع ضرایب بر آورد شده مر بوط به وقفه های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگو پویا به سمت تعادل دراز مدت گرایش می یابد. لذا، برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیه زیر انجام گیرد [۷].

$$H_O: \sum_{i=1}^{m}\beta_i - 1 \geq o$$

$$H_1: \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 \geq o$$

کمیت آمار t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} S\hat{\beta}_i} \qquad (6)$$

با مقایسه آمار t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنر جی، دولادو و مستر در سطح اطمینان مورد نظر، می توان به وجود یا نبود رابطه تعادلی دراز مدت بین متغیر های الگو پی برد. اگر وجود رابطه پایدار دراز مدت بین متغیر های مدل اثبات شود، در مرحله دوم ، تخمین و تحلیل ضرایب دراز مدت و استنتاج در مورد ارزش آنها صورت می گیرد. در دراز مدت روابط زیر بین متغیر های حاضر در مدل صادق خواهد بود:

$$EP_t = EP_{t-1} = \cdots = EP_{t-m} \qquad E_t = E_{t-1} = \cdots = E_{t-n}$$
$$X_t = X_{t-1} = \cdots = X_{t-k} \qquad PR_t = pR_{t-1} = \cdots = PR_{t-f} \qquad (۷)$$

لذا رابطه دراز مدت رشد کشاورزی را می توان چنین نشان داد:

$$\text{Ln}(\text{AGR}) = \delta_o + \delta_1 \text{Ln}(\text{MINS})_t + \delta_2 \text{Ln}(\text{BDG})_t + \delta_3 \text{Ln}(\text{CF})_t + \delta_4 \text{Ln}(\text{CPI})_t + u_{2t} \qquad (۸)$$

وجود همگرایی بین مجموعه ای از متغیر های اقتصادی، مبنای استفاده از مدلهای تصحیح خطا را فراهم می کند(همان منبع). معادله تصحیح خطای مدل ARDL را می توان به صورت رابطه (۹) نوشت:

$$\Delta Ln\,(AGR)_t = \Delta\hat{a}_o + \sum_{i=1}^{m}\hat{\beta}_1\Delta Ln(AGR)_{t-i} + \sum_{i=1}^{n}\hat{\beta}_2\Delta Ln(MINS)_{t-i} + \sum_{i=1}^{k}\hat{\beta}_3\Delta Ln\,(BDG)_{i-t} + \sum_{i=1}^{k}\hat{\beta}_4\Delta Ln\,(CF)_{i-t} + \sum_{i=1}^{k}\hat{\beta}_5\Delta Ln\,(CPI)_{i-t} + \theta ECT_{t-1} + u_{3t} \quad (۹)$$

که جزء تصحیح خطا (ECT_{t-1}) به صورت زیر است:

$$ECT_t = \mathrm{Ln(AGR)_t} - \hat{\alpha}_o - \hat{\beta}_2\mathrm{Ln(MINS)_t} - \hat{\beta}_3\mathrm{Ln(BDG)_t} - \hat{\beta}_4\mathrm{Ln(CF)_t} - \hat{\beta}_5\mathrm{Ln(CPI)_t} \quad (۱۰)$$

که در آن Δ عملگر اولین تفاضل و $\hat{\beta}_2$، $\hat{\beta}_3$، $\hat{\beta}_4$ و $\hat{\beta}_5$ ضرایب براورد شده از معادله (۵) است.

تعداد وقفه های بهینه برای هر یک از متغیر ها را می توان با کمک ضابطه های آکائیک[8]، شوراتز-بیزین[9] و حنان کوئین[10] تعیین کرد.(Akaike information criterion& Schwarts Bayesian criterion& Hannan Quinn criterion).

داده های مورد استفاده در این پژوهش به صورت سری زمانی می باشد، که از سال نامه های آماری مرکز آمار ایران و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و هم چنین بانک مقالات و داده های اقتصادی ایران در دوره ی زمانی ۱۳۴۹ تا ۱۳۹۱ جمع آوری شده است. هم چنین، با استفاده از نرم افزار Eviews 6 به تجزیه و تحلیل داده ها پرداخته ایم.

نتایج

[8] Akaike information criteion
[9] Schwarts Bayesian criterion
[10] Hannan –Quinn criterion

قبل از برآورد مدل، آزمون ریشه واحد بر روی متغیرها انجام گرفت. برای آزمودن ایستایی متغیرها از روش آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته استفاده می شود. این آزمون نشان می دهد که کلیه متغیرها مورد استفاده در مدل با توجه به آماره دیکی فولر و مقادیر سطح بحرانی مک کینون، در سطح ۱٪، ۵٪، و ۱۰٪ قرار دارند. برای اینکه کلیه متغیرها پایا شوند از تقاضای متغیرها استفاده می گردد و دوباره آزمون ریشه واحد دیکی فولر برای تفاضل مرتبه اول متغیرها انجام می شود. این آزمون نشان می دهد که کلیه متغیرها جمعی در سطح یعنی I(۰) و تفاضلگیری مرتبه اول یعنی I(۱) مانا می شوند. که نتایج در جدول (۱) آورده شده است.

جدول ۱. آزمون متغیرها پایایی متغیرها

متغیر	توضیح	وضعیت ایستایی	عرض از مبدا و روند	آزمون دیکی فولر
AGR	سهم کشاورزی در تولید ناخالص داخلی	I(۱)	با عرض از مبداء و روند	-۵,۸۳***
MINS	ناپایداری اقتصادی	I(۱)	بدون عرض از مبداء و روند	-۱,۶۹*
BDG	بودجه دولت در کشاورزی	I(۰)	با عرض از مبداء و روند	-۵,۱۲***
CF	خروج نقدی خالص	I(۱)	با عرض از مبداء و روند	-۸,۲۴***
CPI	شاخص قیمت مصرف کننده	I(۱)	بدون عرض از مبداء و روند	-۱,۹۲*

مأخذ: یافته‌های تحقیق(* و **، *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد،۵ درصد و ۱ درصد)

این آزمون نشان می دهد که کلیه متغیرها جمعی در سطح یعنی I (۰) و تفاضلگیری مرتبه اول یعنی I(۱) مانا می شوند که نتایج در جدول (۱) آورده شده است. با توجه به جدول (۱)، متغیر بودجه دولت در کشاورزی در سطح ایستا شد و متغیر های سهم کشاورزی در تولید ناخالص داخلی،

خروج نقدی خالص و همچنین متغیر شاخص قیمت مصرف کننده با یک بار تفاضلگیری ایستا شدند و چون درجه ایستایی متغیرها با یکدیگر متفاوت است از مدل خود توضیحی بردار یا ARDL استفاده شد و برای این منظور از نرم افزار MICROFIT 4.1 استفاده شده است.

جدول ۲. نتایج حاصل از برآوردهای مدل پویا ARDL (1,1,0,0,0)

متغیر	توضیح	ضریب		خطای معیار	آماره t
LAGR(-1)	لگاریتم سهم کشاورزی در تولید ناخالص داخلی	β_1	۰/۴۱۹ ***	۰/۱۰۶	۳/۹۴
L MINS	لگاریتم ناپایداری اقتصاد کلان	β_2	*** ۳/۷۷۵-	۰/۶۳۳	۵/۹۵۷-
L MINS (-1)	لگاریتم ناپایداری اقتصاد کلان با یک وقفه	β_2	۳/۱۸۴ ***	۰/۵۱۶	۶/۱۶۹
L BDG	لگاریتم بودجه دولت در کشاورزی	β_3	۰/۰۵۶ **	۰/۰۱۸	۱/۳۶۵
L CF	لگاریتم خروج نقدی خالص	β_4	۰/۰۲۰*-	۰/۰۱۱	۱/۷۵۳
LCPI	لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده	β_5	۰/۰۵۳ ***	۰/۰۱۸	۲/۸۹۱
C	عرض از مبداء	β_0	۲/۲۹۸ ***	۰/۷۷۹	۲/۹۴۸
	R2=۰/۹۶		F= ۱۴۹/۷۵۷		

مأخذ: یافته‌های تحقیق(* و **، *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد،۵ درصد و ۱ درصد)

وجود هم جمعی از طریق آزمون بنرجی، دولادو و مستر[11] (۱۹۹۲) آزمون شده است. با استفاده از ضرایب مدل پویایی ARDL که در جدول فوق آورده شده است وجود ارتباط بلند مدت بین متغیر های مستقل و متغیر وابسته (سهم کشاورزی در تولید ناخالص) آزمون شد. بر این اساس با توجه به رابطه (*)، آماره مورد نیاز برابر با (۵/۴۸۱-) محاسبه شد. که با مقایسه مقدار محاسباتی و کمیت

[11] Banerjee, Dolado & Mester

بحرانی ارایه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (نوفرستی (۱۳۷۸))، فرضیه صفر در مدل رد می شود و یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیر های الگو ایجاد می گردد.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\Phi}_1 - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\Phi}_1}} = \frac{(0.419) - 1}{0.106} = -5.481 \qquad (11)$$

نتایج حاصل از رابطه ی بلند مدت اثر فرار سرمایه بر رشد بخش کشاورزی در جدول (۳) آمده است:

جدول (۳): ***نتایج حاصل از برآوردهای رابطه ی بلند مدت ARDL (1,1,0,0,0)***

متغیر	توضیح	ضریب		خطای معیار	آماره t
LMINS	لگاریتم ناپایداری اقتصاد کلان	β_2	*** -۱/۰۱۸	۰/۱۸۶	-۵/۴۶۶
LBDG	لگاریتم بودجه دولت در کشاورزی	β_3	۰/۰۴۱ **	۰/۰۳۱۷	۱/۳۶۹
LCF	لگاریتم خروج نقدی خالص	β_4	-۰/۰۳۵ *	۰/۰۱۹	۱/۸۱۷
LCPI	لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده	β_5	*** ۰/۰۹۲	۰/۰۲۱	۴/۳۱۰
C	عرض از مبدا	β_0	*** ۳/۹۶۱	۰/۹۲۵	۴/۲۸۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق(* و **، *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد،۵ درصد و ۱ درصد)

بر اساس نتایج جدول (۳)، تمامی متغیر های مورد بررسی از لحاظ آماری معنا دار هستند. متغیر بودجه دولت در کشاورزی که از لحاظ آماری در سطح ۵٪ معنا دار می باشد و ضریب آن (۰/۰۴۱) میباشد و این نشان دهنده این است که بین متغیر بودجه دولت در کشاورزی و سهم بخش کشاورزی رابطه مستقیم و معنا داری وجود دارد یعنی با افزایش ۱۰٪ در بودجه دولت در بخش کشاورزی، رشد بخش کشاورزی به میزان ۰/۴ درصد افزایش می یابد. ضریب ناپایداری اقتصاد کلان

(۱/۰۱۸-) بدست آمده، و منفی است که نشان دهنده ارتباط غیر مستقیم میان ناپایداری اقتصاد کلان و سهم بخش کشاورزی است. بر این اساس با افزایش ۱٪ در ناپایداری اقتصادی، رشد بخش کشاورزی به میزان ۱ درصد کاهش می یابد. زیرا افزایش ناپایداری اقتصادی تولید بخش کشاورزی را کاهش می دهد.

ضریب خروج نقدی خالص منفی و در سطح ۱۰٪ یا ۰/۱ معنی دار است که نشان دهنده ارتباط غیر مستقیم میان خروج نقدی خالص و رشد بخش کشاورزی است، با توجه به ضریب به دست آمده (۰/۰۳۵)، با افزایش ۱۰ درصدی در خروج نقدی خالص، رشد بخش کشاورزی به میزان (۰/۳) درصد کاهش میابد.

همچنین ضریب شاخص قیمت مصرف کننده مثبت و در سطح ۱٪ معنا دار است که نشان دهنده ارتباط مستقیم میان شاخص قیمت مصرف کننده و رشد بخش کشاورزی است. بر این اساس با افزایش ۱٪ در شاخص قیمت مصرف کننده به افزایش رشد بخش کشاورزی به اندازه ۰/۹ درصد خواهد بود. و در نهایت عرض از مبداء مدل در سطح ۰/۰۱ یا ۹۹٪ معنا دار است. در ادامه نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطای کوتاه مدت در جدول زیر بدست آمده است.

جدول (۴): نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا (ECM), ARDL(1,1,0,0,0)

متغیر	توضیح	ضریب		خطای معیار	آماره t
D LMINS	تفاضل لگاریتم ناپایداری اقتصاد کلان	β_2	*** -۳/۷۷۵	۰/۶۳۳	-۵/۹۵۷
D LBDG	تفاضل لگاریتم بودجه دولت در بخش کشاورزی	β_3	۰/۰۵۶ **	۰/۰۱۸	۱/۳۵۶
D LCF	تفاضل لگاریتم خروج نقدی خالص	β_4	-۰/۰۲۰ *	۰/۰۱۱	۱/۷۵۳
D LCPI	تفاضل لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده	β_5	*** ۰/۰۵۳	۰/۰۱۸	۲/۸۹۱
D C	تفاضل مرتبه اول عرض از مبدا	β_0	*** ۲/۲۹۸	۰/۷۷۹	۲/۹۴۸

ECM (-1)	جز تصحیح خطا	*** -۰/۵۸۰	β	۰/۱۰۶	-۵/۴۴۳
	R2=۰/۶۱۱	F=۱۰/۴۰۲***			

ماخذ: یافته های تحقیق/ *و **و ***به ترتیب نشان دهنده معنی دار بودن در سطح ٪۱۰ و ٪۵ و٪ ۱ می باشد.

وجود هم گرایی بین مجموعه ای از متغیر های اقتصادی استفاده از مدل تصحیح خطا را فراهم می کند. الگوی تصحیح خطا در حقیقت نوسانات کوتاه مدت متغیر ها را به مقادیر بلند مدت آن ها ارتباط می دهد. همان گونه که در جدول فوق مشخص است ضریب تصحیح خطا برابر (۵/۸۰-)، و در سطح ۱٪ معنا دار است، مقدار این ضریب نشان می دهد که پس از گذشت کمتر از ۲ ماه، انحرافات وارده به مدل از بین خواهد رفت. لذا می توان به تاثیر سرمایه گذاری در کوتاه مدت امیدوار بود. زیرا مدل دارای سرعت تعدیل بالایی است.

در بلند مدت تمامی متغیر های مورد بررسی از لحاظ آماری معنا دار است. متغیر بودجه دولت در کشاورزی که از لحاظ آماری معنا دار شده و نشان ارتباط مستقیم بین سرمایه گذاری دولت در بخش کشاورزی و رشد بخش کشاورزی است که ضریب آن (۰/۰۴۱) بوده و در سطح ۵ درصد معنا دار شده یعنی با افزایش ۱٪ در سرمایه گذاری دولت در بخش کشاورزی، رشد بخش کشاورزی به میزان (۰/۰۴۱) افزایش میابد. همچنین ضریب ناپایداری اقتصاد کلان (۱/۰۱۸-) بدست آمده، و منفی است که نشان دهنده ارتباط غیر مستقیم میان ناپایداری اقتصاد کلان و رشد بخش کشاورزی است. بر این اساس با افزایش ۱٪ در ناپایداری اقتصادی، رشد بخش کشاورزی به میزان (۱/۰۱۸-) کاهش میابد. زیرا افزایش ناپایداری اقتصادی تولید بخش کشاورزی را کم میکند.

ضریب خروج نقدی خالص منفی و در سطح ۱۰٪ یا ۰/۱ معنی دار است که نشان دهنده ارتباط غیر مستقیم میان خروج نقدی خالص و رشد بخش کشاورزی است، با توجه به ضریب به دست آمده (۰/۰۳۵)، با افزایش ۱۰ درصدی در خروج نقدی خالص، رشد بخش کشاورزی به میزان (۰/۳) درصد کاهش میابد.

همچنین ضریب شاخص قیمت مصرف کننده مثبت و در سطح ۱٪ معنا دار است که نشان دهنده ارتباط مستقیم میان شاخص قیمت مصرف کننده و رشد بخش کشاورزی است. بر این اساس با افزایش ۱٪ در شاخص قیمت مصرف کننده به افزایش رشد بخش کشاورزی به اندازه (۰/۰۹۲) خواهد بود. و در نهایت عرض از مبداء مدل در سطح ۰/۰۱ یا ۹۹٪ معنا دار است.

در کوتاه مدت نیز ناپاداری اقتصاد کلان اثر منفی و معنی داری بر شد بخش کشاورزی دارد، همچنین متغیر بودجه دولت اثر معنا داری بر رشد بخش کشاورزی ندارد و از طرفی خروج نقدی خالص اثر مثبت و معنی داری بر رشد بخش کشاورزی دارد و در نهایت نیز شاخص قیمت مصرف کننده هم اثر مثبت و معنی داری بر رشد بخش کشاورزی دارد.

پیشنهادها

با توجه به این که کلیدی ترین چالش و تنگنا در بخش کشاورزی کشور، بحث اقتصادی آن است، بنابراین رفع این چالش و گذر از دوران تولید معیشتی به تولید اقتصادی در کشور به برنامه ریزی همه سونگر و اساسی نیاز دارد. لذا پیشنهاد می شود:

- به دلیل کمبود سرمایه گذاری دولت در امور زیر بنایی بهتر است این سرمایه گذاری در زمینه های منجر به استفاده از عوامل تولید انجام شود. همچنین می توان از طریق افزایش سرمایه گذاری دولت در امور زیر بنایی، ایجاد ساختارهای زیر بنایی تولید را تسریع کرد.
- با توجه به این که کشاورزان به دلیل نداشتن سرمایه کافی قادر نیستند به خرید نهاده ها و فناوریهای جدید، مانند ماشین آلات و سیستم های آبیاری اقدام کنند، لذا به منبع دیگری نیاز است تا تسهیلات لازم را برای تغییر در فناوری و نوسازی کردن کشاورزی فراهم کند. در این باره تسهیلات اعتباری موسسات پولی مالی رسمی وسیله مناسبی برای انتقال و تسریع در روند توسعه کشاورزی است.

- با توجه به اهمیت نقش زمان در اعتبارات کشاورزی، بانک کشاورزی باید به پرداخت اعتبارات هماهنگ با تقویم زراعی مناطق مختلف کشور مکلف شود.
- مناسبترین راه به منظور کاهش ریسک قیمت ناشی از نوسان قیمت عبارت از توسعه نظام بیمه محصولات کشاورزی و تصویب و اجرای قوانین و مقرراتی است که متضمن امنیت اقتصادی و فضای مناسب برای رشد و شکوفایی خلاقیت ها و پیدایش بازرگانان مبتکر باشد. در این زمینه راه اندازی بورس محصولات کشاورزی و عقد قراردادها (نقدی- آتی) نیز ضروری است.
- با توجه به این که پس انداز، منبع سرمایه گذاری است، بنابراین احداث موسسات پس اندازر، بانک های پس انداز، حساب های پستی پس انداز، شرکت های بیمه برای برای جمع آوری پس انداز و جلوگیری از فرار سرمایه ضروری است.

منابع

[۱] امینی، ع. فلیحی، ن، (۱۳۷۷). ((بررسی وضعیت سرمایه گذاری در بخش کشاورزی)). مجله برنامه و بودجه، شماره ۳۳.

[۲] هژبر کیانی، کامبیز و آلبرت بغزیان، روشی برای برآورد موجودی سرمایه در بخش های مختلف اقتصادی، دانشگاه شهید بهشتی، مجله اقتصاد، شماره ۶.

[۳] صامتی، م، فرامرزپور، ب، (۱۳۸۳). " بررسی موانع سرمایه گذاری خصوصی در بخش کشاورزی ایران"، اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۴۵.

[۴] نوفرستی، م. (۱۳۸۷)، ریشه واحد و هم جمعی در اقتصاد سنجی، موسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران.

[۵] Sundarijan V. & Thakur (1990), Public investment, crowed out & growth, a dynamic model applied to India & Korea, IMF Staff Papers.

]6[Grigoryev, L & Kosarer, A.(2000). *Capital Flight: Scale, and Nature*. From www. IMF. org/external/pubs/ft/seminar/2000/invest/ pdf/kosarev.pdf.
]7[Loony R. E. (1999), Factors affecting private sector investment in agriculture
[٨]Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1995). An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis. Department Aplied economics Working Paper no. 9514.
[٩] Siddiki,J.U.(2000) , Demand for money in Bangladesh: A Cointegration analysis, Applied Economics, 32:1977-1984.