مجله دانش و توسعه (علمی - پژوهشی)، شماره ۲۰، نیمه اول سال ۱۳۸۶

کاربرد الگوی تصحیح خطای نامقید در تعیین عوامل مؤثر بر سرمایه گذاری خصوصی در ایران

محمد قربانی * الهام شکری، مرضیه مطلبی **

چکیده

در این مقاله وجود رابطه بلند مدت بین سرمایه گذاری خصوصی و متغیرهای تاثیر گذار بر آن، با استفاده از الگوی ARDL شرطی در چارچوب پسران و شین برای دوره زمانی ۵۲- ۱۳۸۳ بررسی شده است. نتایج این مطالعه نشان داد که رابطه بلندمدتی بین سرمایه گذاری خصوصی، سرمایه گذاری دولتی، درآمد سرانه، موجودی سرمایه، نرخ بهره واقعی و تسهیلات بانکها به بخش خصوصی وجود دارد. سرمایه گذاری خصوصی بیشترین حساسیت را نسبت به سرمایه گذاری دولتی دارد. از سوی دیگر سرمایه گذاری خصوصی در ایران حساسیت کمی نسبت به تسهیلات اعطایی بانکها به بخش خصوصی دارد که این نشان دهنده ناکارایی نظام بانکی کشور در تخصیص منابع و جهت گیری آن به سمت تزریق منابع به بخش دولتی است. لذا از یک سو باید با کوچکتر و کاراتر نمودن دولت و از سوی دیگر توسعه مؤسسات مالی و اعتباری در بخش خصوصی، امکان سرمایه گذاری را در این بخش به طور گسترده تر فراهم نمود.

واژه های کلیدی: پسران و شین، دولت، کشش، ایستایی.
طبقه بندی **JEL**: Q12,Q16

مقدمه

رشد و توسعه اقتصادی از مهمترین اهداف هر نظام اقتصادی است و مهمترین معیار برای اندازه گیری رشد اقتصادی، رشد تولید ناخالص داخلی است. رشد و توسعه اقتصادی هر جامعه وابسته به عوامل و نهاده های متعددی است که از مهمترین آنها می توان به سرمایه و نیروی کار اشاره کرد. در رابطه با نقش

* استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد ghorbani@ferdowsi.um.ac.ir
** دانشجویان کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد shokri-elham@yahoo.com
marziehmotallebi@yahoo.com

سرمایه در توسعه، نظریات متعددی ارائه شده است. آدام اسمیت، رشد اقتصادی را نتیجه تراکم و یا تشکیل سرمایه می داند. مالتوس از میان تمام عوامل اقتصادی، تمرکز سرمایه را مهمترین عامل تعیین کننده رشد اقتصادی و ایجاد ظرفیتهای بالای تولیدی قلمداد می کند. از دیدگاه هارود دومار نقش اساسی و کلیدی رشد اقتصادی، سرمایه گذاری است که دارای خصوصیات دوگانه می باشد یعنی هم ایجاد درآمد می کند و هم از طریق افزایش در موجودی سرمایه، ظرفیتهای تولیدی اقتصاد و در نتیجه اشتغال را افزایش می دهد (کهزادی و بلالی، ۱۳۸۱). لذا اهمیت سرمایه گذاری (شامل سرمایه گذاری بخش دولتی وخصوصی) و نقش آن در رشد اقتصادی موضوعی است که حجم قابل توجهی از نظریه های اقتصاد کلان و توسعه را به خود اختصاص داده است.

بلیجر و خان (۱۹۸۹) سرمایه گذاری بخش خصوصی در کشورهای در حال توسعه را وابسته به سه عامل مهم: شرایط ادواری اقتصاد، دسترسی به منابع اعتباری و سطح سرمایه گذاری دولتی می دانند. آنها معتقدند که اثر دو عامل اول بر سرمایه گذاری خصوصی مبهم است. سرمایه گذاری زیربنایی دولت مکمل سرمایه گذاری بخش خصوصی است و سرمایه گذاری دولت در امور غیر زیربنایی در رقابت با سرمایه گذاری بخش خصوصی است. بایرام و وارد (۱۹۹۳) رابطه بین سرمایه گذاری خصوصی و عمومی را برای ۲۵ کشور عضو OECD بررسی کرده و به همبستگی بین مخارج دولتی و سرمایه گذاری در ۲۴ کشور دست یافته اند. آرگیمون (۱۹۹۷) اثرات سرمایه گذاری و مصرف عمومی را بر سرمایه گذاری خصوصی بررسی کرده و به این نتیجه رسیده است که مصرف و سرمایه گذاری عمومی، بر سرمایه گذاری خصوصی اثر منفی دارند، هر چند اثر مصرف عمومی بیشتر قابل ملاحظه است. گرین و ویلانووا (۱۹۹۷) در بررسی عوامل موثر بر سرمایه گذاری در بخش خصوصی کشورهای در حال توسعه، به عواملی مانند رشد اقتصادی و سطح درآمد سرانه، وجود ثبات اقتصادی (که با نرخ تورم سنجیده می شود)، وجود بدهیهای زیاد خارجی، نرخ بهره واقعی و نرخ سرمایه گذاری دولتی اشاره کرده اند. آنها اثر سرمایه گذاری دولت را مثبت ارزیابی کرده و آن را مکمل سرمایه گذاری بخش خصوصی دانسته اند. منجمی و هو (۱۹۹۸) ارتباط بین سرمایه گذاری خصوصی و مخارج دولتی را در استرالیا، انگلستان و ایالت متحده مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه دست یافته اند که سود آوری شرکت و در بعضی موارد نرخ بهره، مهمترین متغیرهای موثر بر سرمایه گذاری خصوصی است و تنها در استرالیا سرمایه گذاری خصوصی عکس العمل معنی داری نسبت به سرمایه گذاری دولتی نشان داده است. به عبارت دیگر سرمایه گذاری

دولتی مکمل سرمایه گذاری خصوصی است . مامتازایکس (۲۰۰۱) نشان داد که سرمایه گذاری دولت اثر مثبت و هزینه های مصرفی دولت اثر منفی بر سرمایه گذاری بخش خصوصی می گذارد . اواترا (۲۰۰۴) با استفاده از آزمون DF-GLS[1] و الگوی UECM[2] در سنگال به این نتیجه رسید که سرمایه گذاری دولتی، درآمد واقعی و کمکهای خارجی رابطه مستقیم با سرمایه گذاری خصوصی دارند و تأثیر اعتبارات بخش خصوصی و رابطه مبادله بر سرمایه گذاری خصوصی منفی است . عسلی (۱۳۷۵) نشان داد که درآمد واقعی، ذخیره سرمایه و سرمایه گذاری دولتی به طور چشمگیری بر مخارج سرمایه گذاری تأثیر می گذارد . از طرف دیگر تاثیر نرخ واقعی هزینه استقراض بر سرمایه گذاری خصوصی قابل اغماض و از نظر آماری در سطح ۵ درصد غیر قابل اعتماد است . همچنین اشاره می کند که ۱۰ درصد رشد در سرمایه گذاری دولتی، یک درصد سرمایه گذاری بخش خصوصی را افزایش می دهد . خلیلی عراقی(۱۳۷۶) نشان داد که سطح تولید و مقدار اعتبارات بانکی دو متغیر مهم و موثر بر سطح سرمایه گذاری بخش خصوصی در ماشین آلات است . بر اساس مطالعه طالبی (۱۳۷۸) رابطه ای قوی بین اثرات جریانهای مالی یعنی اعتبارات حقیقی اعطایی بانکها به بخش خصوصی وسرمایه گذاری خصوصی وجود دارد . هژبر کیانی و خدامردی(۱۳۸۱) با برآورد رابطه بلند مدت تعادلی بین سرمایه گذاری بخش دولتی و سرمایه گذاری بخش خصوصی، نشان دادند که سرمایه گذاری دولتی موجب کاهش سرمایه گذاری بخش خصوصی نمی شود و اثر جانشینی جبری وجود ندارد . سلیمی فر و قوی (۱۳۸۱) با برآورد الگوی سرمایه گذاری بخش خصوصی به صورت تابعی از سرمایه گذاری بخش دولتی، تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، وامها و اعتبارات اعطایی شبکه بانکی به بخش خصوصی نشان دادند که اثر اعتبارات اعطایی شبکه بانکی بر سرمایه گذاری بخش خصوصی معنی دار است . حجتی و همکاران (۱۳۸۴) نشان دادند که فزونی مخارج دولت بر درآمدهای آن یا کسری بودجه دولت باعث تشویق سرمایه گذاری در بخش خصوصی می شود . علاوه بر این درآمدهای دولت به تنهایی اثر منفی و مخارج دولت اثرمثبت بر سرمایه گذاری در بخش خصوصی دارد . البته نوع اثرگذاری در زیر مجموعه درآمدها و مخارج دولت متفاوت بوده است . همچنین تأثیرگذاری متغیرهای سیاست مالی بر سرمایه گذاری بخش خصوصی بدون وقفه و بلافاصله نبوده است .

1) Dicky-Fuller Generalised Least Square
2) Unrestricted Error Correction Model

در اغلب این مباحث سرمایه گذاری به عنوان موتور رشد اقتصادی جوامع مطرح شده و تاثیر معنی داری در رشد و بهبود وضعیت اقتصادی کشورها دارد. با توجه به اهمیت سرمایه گذاری در فرآیند رشد اقتصادی، همچنین در نظر گرفتن این نکته که در الگوهای مورد بررسی برای سرمایه گذاری خصوصی تا کنون از روشهای مختلفی مانند OLS، روش هم جمعی چند متغیره جوهانسون، تعدیل جزئی و الگوی تصحیح خطا استفاده شده است، که هر یک از این روش ها دارای نواقصی هستند از جمله این که روش OLS به دلیل ایجاد رگرسیون کاذب و برآوردهای غیر قابل اعتماد و روش تعدیل جزئی به دلیل در نظر گرفتن رابطه تعادلی بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی کمتر مورد استفاده قرار می گیرند و همچنین ماه (۲۰۰۰) نشان داد روش های الگوی تصحیح خطا و جوهانسون در نمونه های کوچک، هیچ گونه رابطه هم جمعی را بین متغیرهای جمعی از درجه یک I(۱) نشان نمی دهد و در نمونه های کوچک غیرقابل اعتماد خواهند بود، بنابراین در این مقاله تلاش شده وجود رابطه بلند مدت بین سرمایه گذاری خصوصی و متغیرهای تأثیرگذار بر آن، با استفاده از الگوی ARDL شرطی در چارچوب پسران و شین برای دوره زمانی ۵۲-۱۳۸۳ مورد بررسی قرارگیرد.

مواد و روشها

الگوی مورد بررسی- به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت و به دست آوردن این رابطه برای سرمایه گذاری خصوصی در ایران، طی دوره ۸۳-۱۳۵۲، از الگوی خود رگرسیونی با وقفه های توزیعی نامقید (ARDL) ارائه شده توسط پسران و شین(۱۹۹۵) استفاده شده است. استفاده از الگوی ARDL شرطی یا UECM دارای چندین مزیت است:

۱- پسران و شین (۱۹۹۹) نشان دادند که الگوهای ARDL برآوردهای سازگاری از ضرایب بلند مدت را می دهند که به طور مجانبی نرمال هستند و رگرسورها می توانند I(۰) یا I(۱) باشند.

۲- ایندر (۱۹۹۳) نشان داد که این الگوها برای نمونه های کوچک (محدود) مفید می باشند و به طور آلترناتیو پیشنهاد می دهد که UECM، پویایی را در برآورد ضرایب کوتاه مدت و بلند مدت وارد می کند.

۳- پسران (۱۹۹۷) و ایندر(۱۹۹۳) جداگانه نشان دادند که وارد کردن پویایی ممکن است اریب درون زای رگرسورها را در ARDL و UECM تصحیح کند.

۴- از ایجاد رگرسیونهای کاذب و برآوردهای غیر قابل اعتماد جلوگیری می کند.

در این مطالعه الگوی سرمایه گذاری در بخش خصوصی به فرم کلی زیر در نظر گرفته شده است :

$$IP = f(IG, PI, K, R, BCR) \qquad (۱)$$

که در آن :

IP سرمایه گذاری بخش خصوصی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ ،

IG سرمایه گذاری بخش دولتی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ ،

PI درآمد سرانه به قیمت ثابت ۱۳۷۶ ،

K ذخیره سرمایه به قیمت ثابت ۱۳۷۶ ،

R نرخ بهره واقعی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ و

BCR تسهیلات اعطایی بانکها به بخش خصوصی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ است .

چنان که بیان شد، مزیت اصلی روش پسران و شین این است که متغیرهای الگو می توانند I(0) یا I(1) باشند؛ یعنی دیگر نیازی به I(1) بودن کلیه متغیرهای الگو نیست . به علاوه این الگو برای نمونه های کوچک نیز مناسب است . بدین ترتیب پسران و شین (۱۹۹۵) رویکرد ARDL به هم جمعی را به دو مرحله تقسیم می کنند . مرحله اول آزمون هم جمعی و مرحله دوم برآورد پارامترهای الگو است . در مرحله اول وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای تحت بررسی با استفاده از آماره F مورد آزمون قرار می گیرد . برای این منظور ابتدا الگوی ARDL به شکل تصحیح خطا برآورد و سپس اهمیت سطوح با وقفه متغیرها آزمون شده است . برای تشریح این روش، الگوی زیر به شکل ECM[1] تبدیل می شود :

$$IP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i IP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \beta_i' x_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$
$$\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^{\,2})$$

که در آن x_t یک بردار $k \times 1$ از متغیرهای برون زا (IG, PI, K, R, BCR) و β نیز برداری $k \times 1$ از پارامترهای متناظر است . ε_t ها دارای توزیع یکسان و مستقل از هم (iid) هستند . فرض اخیر جزء تعریف ARDL محسوب می شود . شکل ECM الگوی (۲) به صورت زیر است :

$$\Delta IP_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p-1} \varphi_j^* \Delta IP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j'^* \Delta x_{t-j} + \psi_0 IP_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \psi_i x_{i,t-1} + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

1) Error Correction Model

معادله (۳) که با OLS برآورد می شود، الگوی تصحیح خطای نامحدود یا شرطی(UECM)[1] نامیده می شود. در معادله (۳) k تعداد رگرسورها یا تعداد عناصر بردار x_t است. در الگوی فوق فرض شده که $x_{t,i}$ها متغیرهایی برون زا هستند. اما در صورتی که چنین اطلاعاتی از قبل وجود نداشته باشد تنها مقادیر با وقفه $x_{t,i}$ها (یعنی $\Delta x_{t-q+1}, ..., \Delta x_{t-1}$) در معادله فوق لحاظ می گردند. چنانچه ضرایب $x_{i,t-1}$ و IP_{t-1} معنی دار باشند، هم جمعی یا وجود رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو پذیرفته می شود. لذا فرضیه آزمون هم جمعی به صورت زیر است:

$$H_0 : \psi_i = 0 \qquad i=0,1,\ldots,k$$

چنانچه برخی متغیرهای الگو I(1) باشند، آماره F برای آزمون فوق (هم جمعی) دارای توزیع مجانبی استاندارد نمی باشند. اما صرف نظر از آن که متغیرها I(0) یا I(1) باشند، پسران و شین (۱۹۹۶) جدول مقادیر صحیح بحرانی را برای آزمون مذکور به ازای تعداد رگرسورهای مختلف (k) ارائه کرده اند. به علاوه این جدول بر حسب این که الگوی ARDL شامل عرض از مبدأ (α_0) و روند (α_1) باشد نیز متفاوت خواهد بود. دو مقادیر بحرانی (حد بالایی و حد پایینی) برای هر مقدار k ارائه می شود. اگر تمامی متغیرها I(0) باشند مقدار بحرانی حد پایین صحیح خواهد بود که همان مقادیر بحرانی جداول استاندارد هستند. در صورت I(1) بودن کلیه متغیرها مقدار بحرانی حد بالا باید مبنا قرار گیرد. چنانچه برخی متغیرها I(0) و برخی I(1) باشند، مقدار بحرانی صحیح بین مقادیر بحرانی حد بالا و پایین قرار می گیرد. لذا در صورتی که آماره F بیشتر از مقدار بحرانی حد بالای جدول باشد به طور قطع می توان فرضیه H_0 مبنی بر عدم هم جمعی را پذیرفت و دیگر نیازی به آزمون ریشه واحد برای تعیین درجه انباشتگی متغیرها وجود ندارد. اما چنانچه مقدار آماره F درون دامنه مذکور (بین حد بالا و پایین مقادیر بحرانی) قرار گیرد، نتیجه گیری قطعی امکان پذیر نخواهد بود. مرحله دوم شامل برآورد پارامترهای بلند مدت و کوتاه مدت است. ابتدا طول وقفه ها با استفاده از معیارهای مختلف انتخاب مدل مانند $\bar{R}^2$، SBC[1]، AIC[2] تعیین و سپس ضرایب الگوی ARDL به روش OLS برآورد می شود.

برای بررسی وجود رابطه بلند مدت با استفاده از روش ARDL پسران و شین ضرورتی برای آزمون ریشه واحد وجود ندارد، چون متغیرها می توانند I(0) یا I(1) باشند. اما اواترا (۲۰۰۴) بیان می کند که

1) Unrestricted Error Correction Model
2) Schwarz Baysian Criterion
3) Akaike Information Criterion

در صورتی که متغیرهای الگو I(2) باشند، در این صورت آماره F مربوط به آزمون پسران و شین اعتبار ندارد زیرا این آزمون تحت این فرض انجام می شود که متغیرها I(0) یا I(1) هستند. لذا آزمون ریشه واحد در مورد ARDL پسران و شین نیز باید انجام شود تا اطمینان حاصل شود که هیچ کدام از متغیرهای الگو I(2) نیستند.

آزمون ریشه واحد (ایستایی) - برای تعیین درجه جمعی بودن متغیرها، از آزمون های استاندارد وجود ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته [۱] (ADF) و فیلیپس پرون [۲] (PP) استفاده می شود. اما این آزمونها معمولاً برای نمونه های کوچک مناسب نیستند. در نمونه های کوچک استفاده از این آزمونها به رد بیش از حد فرض صفر منجر می شود، زمانی که فرض صفر درست باشد. همچنین به قبول فرض صفر می انجامد، زمانی که فرض صفر باید رد شود، برای رفع این مشکل الیوت و همکاران (۱۹۹۶) آزمون قویتر دیکی فولر روندزدایی شده را با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته [۳] (DF-GLS) به جای آزمون ADF پیشنهاد کردند.

در روش DF-GLS ابتدا سری زمانی مورد نظر باید روند زدایی شود و سپس آزمون ریشه واحد برای سری روند زدایی شده انجام شود. نحوه روند زدایی برای یک سری زمانی به صورت زیر است :

$$y_t^d = y_t - \hat{\beta}' z_t$$

که در آن y_t نشان دهنده سری موردنظر و y_t^d نشان دهنده سری روند زدایی شده است. برای روندزدایی $z_t = (1,t)'$ و پارامترهای $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$ به وسیله رگرس کردن بردار $[y_1, (1-\overline{\alpha}L)y_2, ...(1-\overline{\alpha}L)y_T]$ بر روی $[z_1, (1-\overline{\alpha}L)z_2, ...(1-\overline{\alpha}L)z_T]$ به دست می آید. L نشان دهنده وقفه است و ضریب ثابت $\overline{\alpha}$ از رابطه زیر به دست می آید:

$$\overline{\alpha} = 1 + \frac{\overline{c}}{T}$$

که در آن T تعداد مشاهدات است و $\overline{c}$ عدد ثابت ۱۳٫۷ - است. زمانی که الگو دارای عرض از مبدأ و روند است ۱۳٫۷ - = $\overline{c}$ می باشد و زمانی که فقط عرض از مبدأ وجود دارد ۷ - = $\overline{c}$ و $z_t = (1)$ ´ است. در این مطالعه ۷ - = $\overline{c}$ و $z_t = (1)$ ´ فرض شده است. بعد از روند زدایی رگرسیون دیکی فولر به صورت زیر برای سری روندزدایی شده y_t به کار می رود.

1) Augmented Dickey-Fuller
2) Phillips-Perron
3) Dicky-Fuller Generalised Least Square

$$\Delta y_t^d = \alpha + \gamma t + \rho y_{t-1}^d + \sum_{i=1}^{m} \delta_i \Delta y_{t-i}^d + \varepsilon_t$$

برای آزمون فرضیه این که سری زمانی روند زدایی شده y_t^d دارای ریشه واحد است و یا به عبارت دیگر ناپایاست فرضیه $H_0 : \rho = 0$ آزمون می شود. جدول مقادیر بحرانی DF-GLS توسط الیوت و همکاران (۱۹۹۶) ارائه شده است.

بحث و نتیجه گیری

پایایی- نتایج آزمون DF-GLSدر جدول شماره (۱) ارائه شده است. همان طور که اطلاعات جدول نشان می دهد متغیرها در سطح ناپایا هستند و تفاضل مرتبه اول آنها پایاست. به عبارت دیگر همه متغیرهای الگو جمعی از مرتبه یک I(1) هستند.

جدول (۱) نتایج آزمون DF-GLS

متغیر	DF-GLS	تفاضل مرتبه اول متغیر	DF-GLS
IP	-۰/۳۰	DIP	-۴/۲۰
IG	-۰/۸۱۱	DIG	-۴/۱۱
PI	-۰/۴۸	DPI	-۴/۶۵
K	-۰/۱۶	DK	-۳/۷۶
R	-۲/۶۵	DR	-۴/۵۳
BCR	-۱/۵۳	DBCR	-۳/۸۶

مقدار بحرانی آماره DF-GLS در سطح ۵ درصد: ۳٫۴۲۸-

به منظور بررسی وجود رابطه بلند مدت بین سرمایه گذاری خصوصی، سرمایه گذاری دولتی، درآمد سرانه، ذخیره سرمایه، نرخ بهره واقعی و تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی آزمون F انجام شد که نتایج آن در جدول (۲) آمده است.

جدول(۲) حد بالایی و حد پایینی مقادیر بحرانی را که توسط پسران و همکارانش (۱۹۹۶) ارائه شده، را در سطح اهمیت ۵ درصد و ۱۰ درصد، نشان می دهد. لذا چون آماره F بیشتر از مقدار بحرانی حد بالا در سطح ۵ درصد و ۱۰ درصد است، فرضیه نبود رابطه بلند مدت میان متغیرهای الگو ردمی شود.

به عبارت دیگر بین سرمایه گذاری خصوصی، سرمایه گذاری دولتی، درآمد سرانه، موجودی سرمایه، نرخ بهره واقعی و تسهیلات بانکها به بخش خصوصی رابطه بلند مدت وجود دارد. نتایج برآورد ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت به روش OLS در جدول(۳) گزارش شده است. طول وقفه بهینه دو تعیین شده است

جدول (۲) نتایج آزمون F برای وجود رابطه بلند مدت (هم جمعی)

آماره F	در سطح ۹۵ درصد		در سطح ۹۰ درصد	
	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)
۳/۸۴	۳/۸۰۵	۲/۶۴۹	۳/۳۶۷	۲/۲۶۲

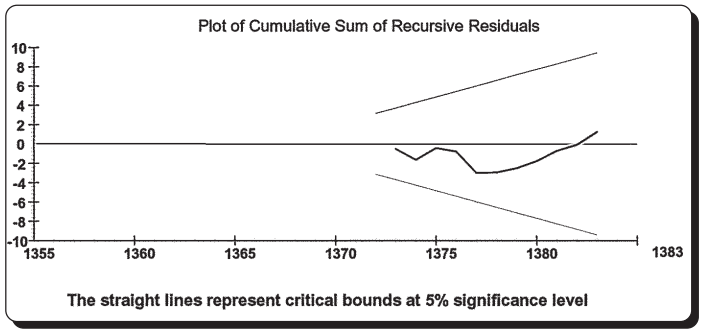
جدول (۳) برآورد الگوی سرمایه گذاری خصوصی به روش UECM

متغیر	ضریب	آماره t	معنی داری
عرض از مبدأ	-۹۸۳۳/۳	-۰/۳۸۵	ns
DIG_{t-1}	۱/۰۰۸	۱/۴۷۸	ns
DIG_{t-2}	۰/۲۳۹	۰/۳۵۲	ns
DPI_{t-1}	۲/۹۲۲	۰/۵۰۶	ns
DPI_{t-2}	۸/۸۲۶	۳/۱۷۲	**
DK_{t-1}	-۰/۲۶۲	-۳/۳۲۸	**
DK_{t-2}	-۰/۲۳۷	-۲/۸۱۳	**
DR_{t-1}	۶۸۸/۷۹	۱/۰۸۶	ns
DR_{t-2}	۳۷۳/۱۷۸	۰/۷۵۶	ns
$DBCR_{t-1}$	۰/۱۷۳	۰/۳۸۸	ns
$DBCR_{t-2}$	۰/۱۹۲	۰/۴۸۷	ns
IP_{t-1}	-۱/۱۱۸	-۴/۳۶۸	**
IG_{t-1}	-۱/۸۳۹	-۱/۸۶۲	ns
PI_{t-1}	۱۲/۶۸۴	۲/۹۳۳	**
K_{t-1}	۰/۱۹۵	۳/۱۶۸	**
R_{t-1}	-۴۱۵/۱۴	-۰/۵۲	ns
BCR_{t-1}	۰/۱۰۸	۰/۲۹۵	ns

** : معنی دار در سطح ۱ درصد ns : بی معنی

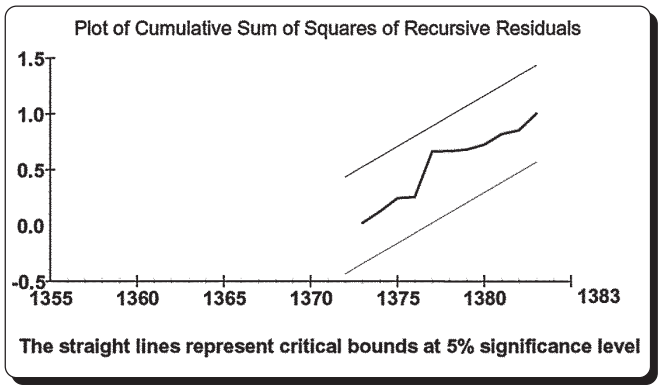
نتایج جدول (۳) نشان می دهد که در بلند مدت سرمایه گذاری بخش خصوصی با یک وقفه تحت تاثیر خودش است. به عبارت دیگر، سرمایه گذاریهای یک دوره قبل اثر منفی و معنی داری بر سرمایه گذاری بخش خصوصی دارد. سرمایه گذاری دولتی دارای تاثیر منفی بر سرمایه گذاری خصوصی است و از لحاظ آماری نیز بی معنی است. درآمد سرانه در بلند مدت تاثیر مثبت و معنی داری بر سرمایه گذاری خصوصی دارد. موجودی سرمایه (ذخیره سرمایه) نیز در بلند مدت تاثیر مثبت و معنی داری بر سرمایه گذاری بخش خصوصی دارد. نرخ بهره واقعی تاثیر منفی بر سرمایه گذاری خصوصی دارد و از لحاظ آماری بی معنی است. همچنین ضریب تسهیلات اعطایی بانکها به بخش خصوصی مثبت است و این نشان دهنده آن است که در بلند مدت تسهیلات اعطایی بانکها به بخش خصوصی باعث افزایش سرمایه گذاری خصوصی می شود.

به منظور بررسی وجود یا نبود هم خطی بین متغیرهای الگو از آزمون مولفه اصلی[1] (pc) استفاده شد. نتایج این بررسی که با استفاده از نرم افزار Shazam صورت گرفت، نشان داد که بین متغیرهای الگو هم خطی وجود ندارد. همچنین نتایج آزمون RESET رمزی، عدم وجود خطای تصریح در الگو را نشان داد. آزمون خودهمبستگی نشان داد که بین جملات اخلال خودهمبستگی وجود ندارد. به منظور بررسی پایداری پارامترهای برآورد شده از آزمونهای حاصل جمع انباشته[2] (CUSUM) و حاصل جمع انباشته مربعات[3] (CUSUMSQ) ارائه شده توسط براون و همکاران (۱۹۷۵) استفاده شد. در این آزمون، برخلاف آزمونهایی مانند آزمون چاو، مشخص بودن نقطه شکست ساختاری ضرورتی ندارد. نمودار ۱ و ۲ نتایج این آزمونها را نشان می دهد.



نمودار (۱) آزمون حاصل جمع انباشته مربوط به پایداری پارامترهای الگو

1) Principle component 2) Cumulative sum
3) Cumulative sum of squares



نمودار (۲) آزمون حاصل جمع انباشته مربعات مربوط به پایداری پارامترهای الگو

این دو نمودار نشان می دهند که پارامترهای برآورد شده در الگو پایدار هستند.

کشش ها- نتایج حاصل از برآورد کششها در جدول (۴) ارائه شده است.

نمودار (۳) نتایج حاصل از برآورد کششها

متغیرها	کشش
IG	-۱/۸۳
PI	۱/۲۵
K	۱/۷۳
R	۰/۰۹
BCR	۰/۱۹

بر اساس اطلاعات جدول (۴) مشاهده می شود که کشش متغیر سرمایه گذاری دولتی برابر ۱/۸۳- شده است. یعنی با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر میزان این متغیر به اندازه یک درصد افزایش یابد، میزان سرمایه گذاری خصوصی به اندازه ۱/۸ درصد کاهش می یابد. بافرض ثابت ماندن سایر شرایط، با افزایش یک درصدی در درآمد سرانه، موجودی سرمایه، نرخ بهره واقعی و تسهیلات اعطایی بانکها به بخش خصوصی، سرمایه گذاری خصوصی به ترتیب به میزان ۱/۲۵ ، ۱/۷۳ ، ۰/۰۹ و ۰/۱۹ درصد افزایش می یابد. همچنین نتایج جدول نشان می دهد که سرمایه گذاری خصوصی بیشترین حساسیت را نسبت به سرمایه گذاری دولتی دارد، به طوری که یک درصد افزایش در سرمایه گذاری دولتی باعث کاهش ۱/۸ درصد در سرمایه گذاری خصوصی می شود. در واقع سرمایه گذاری دولتی موجب رقابت دولت با

بخش خصوصی برای استفاده از منابع کمیاب فیزیکی و مالی شده و دولت با اختصاص دادن این منابع به خود، به کاهش منابع در دسترس بخش خصوصی منجر می شود. از سوی دیگر سرمایه گذاری خصوصی در ایران حساسیت کمی نسبت به تسهیلات اعطایی بانکها به بخش خصوصی دارد که این مسأله نشان دهنده عدم کارایی نظام بانکی کشور در تخصیص منابع و جهت گیری آن به سمت تزریق منابع به بخش دولتی است. لذا باید با کوچکتر و کاراتر نمودن دولت از یک سوی و توسعه مؤسسات مالی و اعتباری در بخش خصوصی از دیگر سوی، امکان سرمایه گذاری در بخش خصوصی را به طور گسترده تر فراهم نمود.

منابع و مآخذ

ابریشمی، ح. ۱۳۸۱. **اقتصاد سنجی کاربردی (رویکردهای نوین)**، موسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران.

بانک مرکزی. نماگرهای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. سالهای مختلف.

حجتی، ز.ع، اقبالی، ح، حلافی و ر، گسکری. ۱۳۸۴. پی آمدهای سیاست مالی بر سرمایه گذاری بخش خصوصی (مطالعه موردی ایران). **فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران**، شماره۲۲، صص ۱۳۳-۱۵۵.

خلیلی عراقی، م. ۱۳۷۶. آزمونی از پدیده جایگزینی اجباری در اقتصاد ایران؛ **مجله تحقیقات اقتصادی**، شماره ۵۱، صص ۳۳-۶۴.

سلیمی فر، م و م. قوی. ۱۳۸۱. تسهیلات بانکها و سرمایه گذاری خصوصی در ایران، **فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران**، شماره۱۳، صص ۱۳۵-۱۷۰.

طالبی، ح. ۱۳۷۸. **تجزیه و تحلیل متغیرهای اسمی و واقعی بر سرمایه گذاری خصوصی**. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران.

عسلی، م. ۱۳۷۵. برآوردی از سرمایه گذاری خصوصی در ایران. **مجله برنامه و بودجه**، شماره ۱۰، صص ۱۹-۳۶.

کهزادی، ن و ح. بلالی. ۱۳۸۱. بررسی رابطه بلند مدت اشتغال و موجودی سرمایه در بخش کشاورزی ایران از طریق آزمون هم انباشتگی ARDL و آزمون یوهانسون، **فصلنامه پژوهشهای اقتصادی**،

شماره۴ . صص ۵۱-۶۲ .

هژبر کیانی، ك و م . خدامردی . ۱۳۸۱ . رابطه سرمایه گذاری بخش خصوصی و دولتی در ایران . **فصلنامه پژوهشهای اقتصادی در ایران**، شماره ۱۰ ، صص۴۱-۶۵ .

-**Argimon,I.J.paramo,M.Gonzales,and M.Rolldan,Jose.1997**.Evidence of public spending crowding-out from a panel of OECD countries. Applied Economics,29:1001-1011.

-**Bairam, E and W, Bert.1993**. The externality effects of government expenditure on investment in OECD countries. Applied Economics,25:711-716.

-**Blejer, M.I. and M. S.Khan.1984**. Government policy and private investment in developing countries. IMF Staff papers, 37.

-**Brown, R.L.,Durbin J.,Evans,J.M1975**. Techniques for testing the consitency of regression relations over time. Journal of the royal statiscal society.37:149-192.

-**Elliot, G, Rothenberg,T.J, and J.H,Stock.1996**. Efficient tests for an autoregressive unit root. Econometrica, 64:813-36.

-**Green,J. and D. Villanueva.1997**. Private investment in developing countries: an empirical analysis. IMF Staff Papers.

-**Mah, J. 2000**. An empirical examination of the disaggregated import demand of korea the case of information technology products. Journal of Asian Economics,11:237-244.

-**Mamatzakis, E. C.2001**. Public spending and private investment: Evidence from Greece. International Economic Journal, 15:33-46

-**Monadjemi, and H. Huh.1998**. Private and government investment: A

study of three OECD countries. International Economic Journal.12

-**Ouattra, B. 2004**. Modelling the long run determinants of private investment in Senegal.http://www.notingham.ac.uk/economics/credit/research/papers/cp.04.05.pdf.

-**Pesaran, H.,Y., Shin, and Smith, R. J.1996**. Testing for the existence of a long-run relationship. Unpublished manuscript. Department of applied economics, working paper,no.9622, University of Cambridge.

-**Pesaran, H., Shin, Y., and R. J. Smith, .2001**. Bound testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, 16:289-326

-**Tang, T. 2003**. Determinants of demand in Thailand: A view from expenditure components and bounds testing approach. http://blacke.montclair.edu/~cibconf/ conference/data/theme 5/Malaysia.pdf