

فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی / سال ششم / شماره ۲۲ / پاییز ۱۳۸۸ / صفحات ۲۹-۵۲

بررسی رابطه‌ی غیرخطی میان درآمدهای نفتی و رشد اقتصادی با استفاده از روش حدآستانه‌ای (مورد ایران)

محسن مهرآرا

دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران mmehrara@ut.ac.ir

مجید مکی نیری

کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه تهران majid_63m@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۸۸/۲/۵ تاریخ پذیرش: ۸۸/۸/۲۵

چکیده

در این مقاله، وجود رابطه‌ی غیرخطی میان درآمدهای نفتی و رشد تولید حقیقی در اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۱۳۸۶-۱۳۳۸، مبتنی بر الگوی تصحیح خطای آستانه‌ای مورد بررسی قرار می‌گیرد. تخمین‌های به‌دست آمده نشان می‌دهد که واکنش رشد اقتصادی به رشد درآمدهای نفتی در رژیم پایین درآمدهای نفتی، بیش‌تر از رژیم بالای درآمدهای نفتی است. حدآستانه‌ی رشد درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران ۳۷ درصد برآورد می‌شود، به‌طوری‌که اگر رشد درآمدهای نفتی از حدآستانه‌ی مذکور تجاوز کند، اثرات مثبت خود را از دست داده و تأثیر معنی‌داری بر رشد تولید ناخالص داخلی نخواهد داشت. به علاوه اثر موجودی سرمایه بر رشد اقتصادی، در سطوح پایین رشد درآمدهای نفتی نیز به مراتب بیش‌تر از دوره‌های رونق درآمدهای نفتی است. نتایج مذکور فرضیه‌ی نفرین منابع، افزایش فعالیت‌های رانت جویی و کاهش بهره‌وری را به ویژه در دوره‌های رونق بالای درآمدهای نفتی، تأیید می‌کند.

طبقه بندی JEL: O13, P24, Q32.

کلیدواژه: رشد اقتصادی، درآمدهای نفتی، رابطه‌ی غیرخطی، الگوی تصحیح خطای آستانه‌ای.

۱- مقدمه

اقتصاد ایران به شدت وابسته به صادرات نفت بوده و آسیب‌پذیری آن نسبت به درآمدهای نفتی بسیار بالا است^۱. درآمدهای نفتی تأثیرات دوگانه‌ای بر اقتصاد ایران دارند. از یک سو شواهد حاکی از رشد اقتصادی مناسب در سال‌هایی است که درآمدهای نفتی رشد ملایم و آرامی داشته‌اند. در حقیقت رشد ملایم درآمدهای نفتی، رشد اقتصادی را از طرف عرضه و تقاضا تقویت می‌کند. درآمدهای نفتی به‌ویژه از کانال مخارج دولت، به افزایش تقاضا در اقتصاد منجر می‌شوند. از سوی دیگر از طرف عرضه نیز رونق درآمدهای نفتی با تسهیل واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای مورد نیاز صنایع و افزایش ورود تکنولوژی‌های جدید، رشد اقتصادی را تحریک می‌کند. برآیند این دو اثر مذکور، رشد تولید ناخالص داخلی^۲ را در سال‌هایی که درآمدهای نفتی به‌طور ملایم رشد کرده‌اند، افزایش می‌دهد. اما شواهدی نیز وجود دارد که نشان می‌دهد رونق درآمدهای نفتی در برخی دوره‌ها در اقتصاد ایران منجر به انبساط بخش‌های غیرقابل مبادله^۳ (مانند مسکن و خدمات) و انقباض بخش‌های قابل مبادله^۴ (مانند صنعت و کشاورزی) و در نتیجه کاهش رشد اقتصادی بلند مدت شده است. به‌طور مثال درآمدهای نفتی از سال ۱۳۷۵ تا سال ۱۳۸۵ بیش از ۲/۵ برابر افزایش نشان می‌دهد^۵، این درحالی است که آمار اشتغال بین دو سرشماری سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵، حاکی از افزایش شهر نشینی، افزایش بیکاری طی ده سال مذکور و رسیدن به ۳ میلیون نفر در سال ۱۳۸۵ و افزایش بیکاران شهری به ۶۲/۵ درصد بیکاران بوده است^۶، این رویکرد شبیه رویکرد مورد انتظار بیماری هلندی است، زیرا هزینه کردن درآمد نفت در محل مراکز حکومتی، سبب جلب شدن مهاجرت به این مناطق می‌شود. ترکیب اشتغال در کشور به تفکیک بخش‌های تولید کننده کالاهای قابل مبادله (صنعت، صنایع معدنی به

۱- نفت و توسعه، گزارش فعالیت‌های مهم وزارت نفت (۱۳۷۹-۱۳۷۶)، اداره ی کل روابط عمومی وزارت نفت، خرداد ماه ۱۳۸۰.

2- Gross Domestic Product.

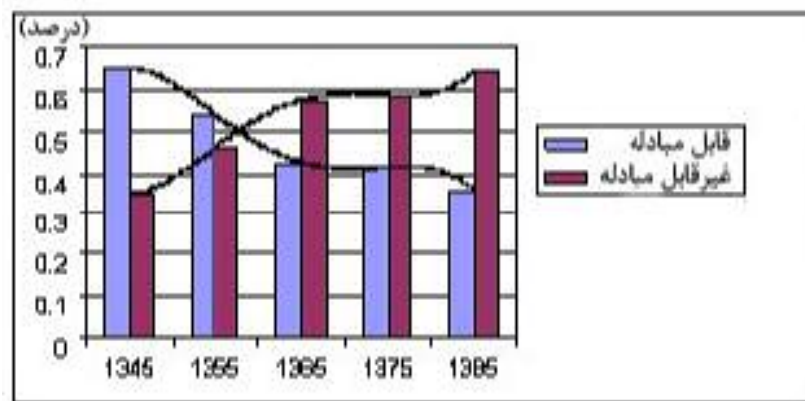
3- Nontradable.

4- Tradable.

۵- نماگرهای بانک مرکزی، شماره‌های مختلف

۶- سرشماری‌های عمومی نفوس و مسکن، مرکز آمار ایران

جز نفت و کشاورزی) در مقاطع سرشماری عمومی ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۵ نیز نشان می‌دهد که فقط در زمان افت قیمت نفت، سهم بخش‌های قابل مبادله (صنعت و کشاورزی) از اشتغال کاهش نیافته است. در سایر مقاطع این بخش‌ها سهم اشتغال خود را به نفع بخش‌های دیگر از دست داده‌اند (نمودار ۱) را ملاحظه کنید). طبق آمار سرشماری نفوس و مسکن ۱۳۸۵، در دوره‌ی ۸۵-۱۳۷۵ نیز بخش صنعت و کشاورزی کم‌ترین رشد تعداد شاغلان را در بین بخش‌های مولد داشته‌اند.



نمودار ۱- سهم بخش‌های تولیدات قابل مبادله‌ی بین‌المللی در اشتغال در سرشماری‌های ۱۳۸۵-۱۳۴۵
منبع: فرجادی، غلامعلی (۱۳۸۶).

در این مقاله قصد داریم آثار متفاوت درآمدهای نفتی و سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی را در دو رژیم درآمدهای نفتی بالا و پایین مورد بررسی قرار دهیم. فرضیه‌ی اصلی تحقیق آن است که درآمدهای نفتی در دوره‌های رونق بالا، اثرات منفی یا ضعیف تری بر رشد اقتصادی، نسبت به دوره‌های رونق ملایم یا کاهش داشته‌اند. برای این منظور از الگوی تصحیح خطای حد آستانه‌ای^۱ استفاده می‌کنیم. روش حد آستانه‌ای که در این تحقیق مورد استفاده قرار می‌گیرد، به نوعی بیانگر این امر است که افزایش درآمدهای نفتی تا حد آستانه‌ی مشخص موجب افزایش رشد اقتصاد می‌شود ولی با گذشتن از این

1- Threshold Error Correction Model.

حد و افزایش بیش تر آن، مطابق نظریه ی بیماری هلندی و نفرین منابع، رشد اقتصادی کاهش می یابد. بدین ترتیب مقاله ی حاضر دو هدف زیر را دنبال می کند:

۱- بررسی اثرات غیرخطی میان رشد اقتصادی و درآمدهای نفتی که می تواند در سیاست گذاری های اقتصادی نقش مهمی را ایفا کند.

۲- تخمین حد آستانه ای در رابطه ی میان درآمدهای نفتی و رشد اقتصادی که نشان می دهد افزایش ملایم درآمدهای نفتی موجب بهبود رشد اقتصادی می شود، اما با افزایش بیش تر درآمدهای نفتی و عبور آن از یک حد آستانه ای، افزایش بیش تر درآمدهای نفتی موجب تنزل رشد اقتصادی (یا کاهش رشد) می شود.

در بخش دوم مقاله، به تبیین مبانی نظری تحقیق مبتنی بر آثار غیرخطی درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی می پردازیم. بخش سوم این مقاله به مرور ادبیات تجربی اختصاص یافته است. در این بخش مطالعات انجام گرفته در این زمینه را مورد بررسی قرار می دهیم. در بخش چهارم، روش تحقیق با معرفی تصریحات غیرخطی تبیین می شود. بخش پنجم، به تشریح مراحل تخمین و نحوه ی استخراج نتایج اختصاص دارد. در بخش ششم به ارائه ی نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطای آستانه ای می پردازیم. در بخش هفتم، مباحث مذکور را خلاصه و نتیجه گیری می کنیم.

۲- مسیره های اثرگذاری درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی

برای توجیه چرایی وجود یک سطح آستانه ای در تأثیرگذاری رشد درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی می توان بر دو کانال مهم اثرگذاری درآمدهای نفتی یعنی بودجه ی دولت و سرمایه گذاری تأکید کرد.

بودجه ی دولت

به طور کلی، مخارج دولت حدود ۱۵ تا ۲۵ درصد از تولید یا هزینه های ملی کشور را در سال های مختلف تشکیل داده است^۱. از سویی درآمدهای نفتی یکی از مهم ترین درآمدهای دولت به حساب می آید که در چند دهه ی اخیر جایگاه ویژه ای را در تأمین

۱- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۵)، "اندازه ی دولت در اقتصاد ایران"، اداره ی بررسی ها و سیاست های اقتصادی.

هزینه‌های دولت داشته است. نگاهی به درآمد بودجه‌ای دولت در چند دهه اخیر نشان می‌دهد که این درآمدها به‌طور متوسط در حدود ۵۴ درصد از درآمدهای بودجه‌ی عمومی دولت را به خود اختصاص داده‌اند^۱. شواهد آماری در اقتصاد ایران بیانگر این واقعیت است که درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران که نوسانات زیادی را تجربه کرده است، همواره مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر نوسانات هزینه‌های دولت بوده‌اند، بنابراین بودجه‌ی دولت و هزینه‌های آن یکی از مهم‌ترین کانال‌های اثرگذاری تکانه‌های نفتی بر تقاضای کل می‌باشد و در صورت عدم طراحی مکانیزم‌هایی جهت باثبات‌سازی بودجه‌ی دولت، تکانه‌های نفتی بودجه‌ی دولت را به شدت تحت تأثیر خود قرار خواهد داد. در حقیقت با افزایش ملایم بودجه‌ی دولت در دوره‌ی رونق محدود درآمدهای نفتی، اقتصاد، ظرفیت و توانایی لازم برای جذب درآمدهای اضافی را پیدا می‌کند و در نتیجه‌ی آن تولید ملی افزایش می‌یابد؛ در حالی که با افزایش بیش از حد درآمدهای نفتی و در پی آن بودجه‌ی دولت و هم‌چنین گسترش فعالیت‌های رانت جویانه، اثرات برون‌رانی افزایش بودجه‌ی دولت موجب در محاق قرار گرفتن فعالیت‌های بخش خصوصی و افزایش سهم دولت در اقتصاد و عدم کارایی آن خواهد شد. بنابراین هرچه افزایش درآمدهای نفتی بیش‌تر باشد و از سوی دیگر این درآمدهای اضافی به‌صورت بهینه مدیریت نشود، اثرات منفی آن بر رشد اقتصادی گسترش می‌یابد.

مسئله‌ی مهم دیگر، نحوه‌ی تخصیص درآمدهای دولت و ترکیب هزینه‌های آن و به‌ویژه نحوه‌ی هزینه کردن درآمدهای اضافی در دوره‌های افزایش قیمت نفت است. به‌طور کلی هزینه‌های دولت شامل هزینه‌های جاری و هزینه‌های عمرانی و سرمایه‌گذاری است. همان‌طور که دولین و لوین^۲ (۲۰۰۴)، به‌طور ضمنی مطرح می‌کنند، افزایش ملایم درآمدهای نفتی (قبل از عبور از سطح آستانه)، به‌طور عمده به هزینه‌های عمرانی، سرمایه‌گذاری و تأمین نیاز بنگاه‌های تولید داخلی اختصاص می‌یابد، که به لحاظ نظری رشد تولید ملی را موجب می‌شود، در حالی که افزایش بیش از حد درآمدهای دولتی (از محل صادرات نفت) احتمالاً صرف افزایش هزینه‌های مصرفی، حقوق و دستمزدها،

۱- نفت و توسعه، گزارش اهم فعالیت‌های وزارت نفت (۷۹-۱۳۷۶)، اداره‌ی کل روابط عمومی وزارت نفت، خرداد ماه ۱۳۸۰.

2- Devlin and Lewin.

پرداخت‌های انتقالی و یارانه‌ها به شیوه‌ای غیرموثر می‌شود، که این امر می‌تواند تعهدات دایمی و پایداری را در آینده بر جای گذاشته و رشد اقتصادی را کاهش دهد.

سرمایه‌گذاری

افزایش درآمدهای نفتی، می‌تواند با افزایش سرمایه‌گذاری دولت در زیر ساخت‌های اقتصادی و افزایش واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای و ورود تکنولوژی‌های جدید از خارج، اثرات مثبتی بر رشد اقتصادی داشته باشد. با افزایش سرمایه‌گذاری‌های دولتی در نتیجه ی افزایش درآمدهای نفتی، سرمایه‌گذاری خصوصی نیز افزایش می‌یابد. اثرات جانبی سرمایه‌گذاری دولتی که در امور زیر بنایی انجام می‌شود سبب افزایش بهره‌وری (یا کاهش هزینه‌های تولید و یا هزینه‌های مبادله) و سودآوری شده و در نتیجه سرمایه‌گذاری خصوصی را افزایش می‌دهد. به علاوه، سرمایه‌گذاری دولتی تقاضا برای تولیدات بخش خصوصی و به دنبال آن سرمایه‌گذاری این بخش را افزایش می‌دهد. هم‌چنین سرمایه‌گذاران خصوصی به‌طور مستقیم از واردات ارزان تکنولوژی و کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای منتفع می‌شوند.

اما دامنه‌ی اثرات مثبت سرمایه‌گذاری‌های اضافی با افزایش شدت تکانه‌های مثبت نفتی محدود می‌شود؛ از یک سو اقتصاد ظرفیت‌های لازم جهت جذب سرمایه‌گذاری‌های اضافی را نخواهد داشت و همراه با افزایش‌های بزرگ در درآمدهای نفتی تخصیص منابع مالی در بخش دولتی دچار اختلال بیش‌تری شده و سرمایه‌گذاری‌های کم‌بازده و پروژه‌های نیمه تمام گسترش خواهد یافت، که در نتیجه‌ی آن آثار سرمایه‌گذاری‌ها بر رشد اقتصادی، به دلیل عدم کارایی آن به نحو چشم‌گیری کاهش می‌یابد. از سوی دیگر با افزایش واردات کالاهای مصرفی، قدرت رقابت‌پذیری تولیدات داخلی و بازدهی نسبی سرمایه‌گذاری‌های بخش خصوصی کاهش یافته و در نتیجه‌ی آن فعالان بخش خصوصی انگیزه‌ی کم‌تری برای سرمایه‌گذاری در بخش تولیدات قابل مبادله خواهند داشت، که این امر می‌تواند اثرات منفی در رشد اقتصادی برجای گذارد.

در نهایت می‌توان گفت که درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران نقشی دوگانه ایفا می‌کنند، به‌طوری‌که افزایش درآمدهای نفتی از طریق افزایش دسترسی به ارز خارجی برای ورود مواد اولیه و کالاهای سرمایه‌ای، گسترش سرمایه‌گذاری‌های داخلی و تأثیرات قابل توجه بر مخارج دولت و مصرف خصوصی، زمینه‌ساز رشد از دو طرف عرضه و تقاضای اقتصاد شده و در نتیجه رشد اقتصادی را برای کشور به همراه دارد. اما با افزایش بیش از حد

درآمدهای نفتی و عبور آن از سطح آستانه‌ای مفروض و در عین حال عدم مدیریت بهینه‌ی درآمدهای اضافی، آثار منفی حاصل از آن گسترش خواهد یافت؛ از یک سو تقاضای کل اقتصاد به نحو فزاینده‌ای افزایش می‌یابد و از سوی دیگر به دلیل ظرفیت محدود در جانب عرضه‌ی اقتصاد، تولیدات داخلی توانایی پاسخ‌گویی به تقاضای فزاینده را نخواهند داشت و در نتیجه واردات افزایش می‌یابد. در چنین شرایطی درآمدهای ارزی گسترده حاصل از فروش نفت، منجر به افزایش شدید هزینه‌های دولت، واردات گسترده‌ی کالاهای مصرفی، اختلال فزاینده در تخصیص بهینه‌ی منابع مالی، گسترش فعالیت‌های رانت جویی و فساد اقتصادی، افزایش فزاینده‌ی پروژه‌های کم بازده و ناتمام، افزایش بازدهی بخش خدمات نسبت به بخش‌های صنعت و کشاورزی و در نتیجه منقبض شدن بخش‌های صنعت و کشاورزی، تقویت بیش از حد پول داخلی و کاهش قدرت رقابت‌پذیری در تجارت بین‌الملل و ... خواهد شد، بنابراین هرچه شدت و دامنه‌ی افزایش درآمدهای نفتی بیش‌تر شود و در عین درآمدهای اضافی به‌صورت بهینه مدیریت نشود، آثار زیانبار ناشی از تکانه‌های مثبت نفتی به‌طور صعودی افزایش می‌یابد، تا جایی که پس از عبور از یک سطح آستانه‌ای، این اثرات منفی بر آثار مثبت حاصل از آن غلبه کرده و در نهایت تأثیر خالص افزایش درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی منفی خواهد شد.

۳- مروری بر تحقیقات انجام شده

مطالعات مورک و همکاران^۱ (۱۹۹۴) برای هفت کشور عضو OECD، نشان می‌دهد که افزایش قیمت نفت در همه‌ی کشورها، به استثنای نروژ که یک کشور صادرکننده‌ی نفت است، اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی دارد.

لی و همکاران^۳ (۱۹۹۵)، دریافتند که اثر تکانه‌های نفتی نامتقارن است، به‌علاوه آن‌ها به این نتیجه رسیدند که اگر قیمت‌های نفت باثبات باشد، افزایش قیمت‌های نفت سبب به‌زمانی که قیمت‌های نفت پرنوسان است اثر بزرگ‌تری بر رشد اقتصادی آمریکا دارد.

1- Mork et al.

2- Organisation For Economic Co-operation And Development.

3- Lee et al.

یوسویی^۱ (۱۹۹۷)، به مقایسه‌ی این دو کشور و بررسی چگونگی هزینه‌کردن درآمدهای نفتی آن‌ها می‌پردازد. این مقاله تجربه اندونزی را مطرح کرده و نشان می‌دهد که این کشور توانسته با مدیریت صحیح اقتصاد کلان از بروز بیماری هلندی جلوگیری کند. استفاده از درآمدهای نفتی برای سرمایه‌گذاری در بخش‌های قابل مبادله و تقویت این بخش‌ها، عامل دیگر موفقیت اندونزی به شمار می‌آید. این بررسی مکزیک را به عنوان نمونه‌ی بارز تئوری‌های نفرین منابع^۲ معرفی می‌کند.

زیند^۳ (۱۹۹۹)، به تحلیل ارتباط برخی بخش‌های اقتصادی کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس و نوسانات قیمت نفت پرداخته است. این بررسی سال‌های ۱۹۸۰-۱۹۷۲ را به‌عنوان دوران افزایش قیمت و سال‌های ۱۹۹۵-۱۹۸۱ را به‌عنوان دوران کاهش قیمت در نظر گرفته است. نتایج تحلیل داده‌ها با استفاده از تجزیه‌ی واریانس^۴ (ANOVA) نشان می‌دهد که در دوره‌ی کاهش درآمدهای نفتی، بخش‌هایی که به یارانه و حمایت‌های دولت وابسته بودند (مانند کشاورزی و صنعت) رشد کم‌تری داشته‌اند و سهمشان از تولید ناخالص داخلی کل کاهش یافته است؛ اما سایر بخش‌ها که به دولت وابستگی چندانی نداشتند (مانند خدمات، بازرگانی و حمل و نقل)، از رشد بهتری برخوردار شده‌اند و سهمشان از کل تولید ناخالص داخلی افزایش داشته است.

التونی^۵ (۲۰۰۲)، به بررسی واکنش متغیرهای کلان اقتصادی کویت به نوسانات قیمت‌های جهانی نفت پرداخته است. نتایج به دست آمده حاکی از وجود علیت از طرف قیمت نفت به سمت متغیرهای کلان اقتصادی می‌باشد و با آن‌چه که برای یک کشور صادرکننده‌ی نفت انتظار می‌رود (که در آن مالکیت کل منابع در دست دولت است) سازگار است.

رودریگوئز و سانچز^۶ (۲۰۰۴)، برای برخی از کشورهای OECD به این نتیجه رسیده‌اند که اثر افزایش قیمت نفت برای کشورهای واردکننده در کوتاه‌مدت منفی است

1- Usui.

2- Natural resource curse.

3- Zind.

4- Analysis of Variance.

5- Eltony.

6- Rodrigoez and Sanchez.

(غیر از ژاپن که اثر مثبت است) و شوک‌های نفتی سبب افزایش تورم و نرخ بهره، بلندمدت در تمام کشورها می‌شود (به جز آلمان).

ال‌اتایبی^۱ (۲۰۰۶)، رابطه‌ی غیرخطی میان نوسانات قیمت نفت و رشد اقتصادی کشورهای شورای همکاری خلیج فارس را با تجزیه‌ی تکنانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت تخمین زده است و نتیجه می‌گیرد که اثر کاهش قیمت نفت بر رشد اقتصادی شدیدتر از اثر افزایش قیمت نفت می‌باشد.

ال انشاسی و همکاران^۲ (۲۰۰۶)، به بررسی ارتباط قیمت نفت با درآمدهای دولت، رشد اقتصادی، مصرف و سرمایه‌گذاری می‌پردازد. آن‌ها مطرح می‌کنند که وابستگی اقتصاد ونزوئلا به قیمت نفت افزایش یافته و این افزایش وابستگی، با رشد کم تر بخش‌های کشاورزی و صنایع غیرنفتی همراه بوده است. نتایج نشان می‌دهد که اثر تغییرات قیمت نفت بر کارایی اقتصاد ونزوئلا منفی است و این کشور از "نفرین منابع" رنج می‌برد.

تمیزی (۱۳۸۱)، فرضیه‌ی عدم تقارن رابطه‌ی میان تغییرات قیمت نفت و رشد واقعی اقتصاد در ایران طی دوره‌ی ۱۳۵۰-۱۳۷۸ را بر اساس الگوی میشل داربی^۳ (۱۹۸۲)، مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج حاصل از برآورد الگوی مورد نظر نشان می‌دهد که قیمت نفت بیش‌ترین سهم را در شکل‌گیری نوسانات اقتصادی به خود اختصاص می‌دهد؛ به علاوه اثرات منفی حاصل از کاهش قیمت نفت به طور قابل ملاحظه‌ای از اثرات مثبت ناشی از قیمت نفت بزرگ‌تر است و زیان ناشی از فعالیت‌های اقتصادی در نتیجه‌ی کاهش قیمت نفت، با افزایش آن جبران نمی‌شود.

۴- روش تحقیق

این فرض که تحولات اقتصادی پیرو فرآیندهای خطی هستند، همواره تقریب خوبی از روابط اقتصادی میان متغیرهای اقتصادی ایجاد نمی‌کند. به‌علاوه چنین فرضی ممکن است زمینه‌ساز خطاهای قابل ملاحظه‌ای شود. تفاوت بین تعدیل خطی و غیرخطی در اقتصادسنجی را می‌توان این گونه بیان کرد که در تعدیل خطی، در صورتی که متغیر از

1- Alotaibi, B.

2- Anshasy et al.

3- Michael darbi Model.

مقدار بلند مدت خود انحراف داشته باشد، با سرعت ثابتی به سمت مقدار بلند مدت حرکت خواهد کرد، اما در تعدیل غیرخطی، سرعت تعدیل به سمت مقدار بلند مدت در رژیم‌های مختلف، متفاوت خواهد بود.

هدف پژوهش حاضر این است که ضمن بررسی مکانیسم اثرگذاری درآمدهای نفتی بر اقتصاد ایران، آثار تکانه‌های نفتی بر اقتصاد ایران را در چارچوب مدل تصحیح خطای آستانه‌ای بررسی کند. در این پژوهش از سه متغیر استفاده خواهیم کرد:

- ۱- تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت (GDP) به‌عنوان متغیر وابسته.
- ۲- درآمدهای نفتی واقعی (Oil) به‌عنوان متغیر مستقل، که از درآمدهای نفتی دلاری که به‌وسیله‌ی شاخص قیمت‌های آمریکا تعدیل شده‌اند، به‌دست می‌آید.^۱
- ۳- انباشت سرمایه (K) به‌عنوان متغیر مستقل، که از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی است. و برای این منظور از روش PIM^۲ برای محاسبه‌ی موجودی سرمایه استفاده شده است (تمام سری‌ها لگاریتمی هستند).

برای تصریح مدل غیرخطی باید سه مرحله‌ی زیر را انجام داد:

- ۱- تصریح یک مدل تصحیح خطای خطی، برای ایجاد یک الگوی پایه برای آزمون کردن فرض صفر خطی بودن مدل.
- ۲- تخمین مدل غیر خطی تصحیح خطای آستانه‌ای^۳ (ECM-TRESHOLD) بر پایه‌ی مدل تصحیح خطای خطی (ECM) تخمین زده شده.
- ۳- آزمون فرضیه در زمینه‌ی خطی بودن الگو و معناداری پارامتر آستانه‌ای، با استفاده از روش‌های مقتضی.

۱- برای تعدیل کردن درآمدهای نفتی به قیمت‌های ثابت یا حقیقی، از شاخص‌های قیمتی مختلفی می‌توان استفاده کرد، که یکی از مهم‌ترین آن‌ها استفاده از شاخص قیمت شرکای تجاری (ایران) است. اما به دلیل انحرافات نرخ ارز رسمی یا بازار آزاد از مقدار تعادلی آن در طی دوره‌ی نمونه در ایران و برخی شرکای تجاری آن و در نتیجه مخدوش بودن اطلاعات مذکور از ساده‌ترین روش (یعنی استفاده از شاخص بهای مصرف‌کننده‌ی آمریکا) برای تبدیل درآمدهای نفتی اسمی به حقیقی استفاده شد. هم‌چنین استفاده از قیمت‌های اسمی و واقعی نفت برای محاسبه‌ی درآمدهای نفتی به قیمت ثابت، می‌تواند در تحقیقات بعدی مورد توجه قرار گیرد.

2- Perpetual inventory Method.

3- Threshold Autoregressive ECM.

مدل تصحیح خطای آستانه‌ای

مدل تصحیح خطای آستانه‌ای (TAR- ECM)، با تعمیم‌دهی معادله‌ی ECM و اضافه کردن مکانیسم خود همبسته‌ی آستانه‌ای (TAR) به ECM استاندارد به‌دست می‌آید. چنان‌چه بردار متغیرها را به‌صورت $X = (x_1, x_2, \dots, x_m)$ و رژیم‌های مختلف را بر اساس مقدار متغیر آستانه q_t تعریف کنیم، یک مدل TAR- ECM دو رژیمی به شکل زیر تصریح می‌شود:

$$\begin{aligned} \Delta x_{1t} &= \left(\alpha \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta x_{1t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta x_{2t-i} + \dots + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta x_{mt-i} \right) \\ I(q_t \leq \gamma) &+ \left(\alpha^* \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i^* \Delta x_{1t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i^* \Delta x_{2t-i} + \dots + \sum_{i=1}^p \delta_i^* \Delta x_{mt-i} \right) \\ I(q_t > \gamma) &+ e_t \end{aligned} \quad (1)$$

که در آن $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ جمله‌ی برآورد شده‌ی تصحیح خطا (باقیمانده‌های حاصل از رابطه‌ی بلندمدت)، Δx_1 متغیر وابسته و $\Delta x_2, \dots, \Delta x_m$ به‌همراه وقفه‌هایشان، متغیرهای مستقل در الگوی تصحیح خطا هستند. p بیانگر طول وقفه، q_t متغیر آستانه و $\gamma \in \Gamma$ پارامتر آستانه است. باید توجه داشت از آنجایی که سری‌های اصلی ناماننا هستند، متغیرهای آستانه نیز همان تفاضل مرتبه‌ی اول یکی از متغیرهای برون‌زا یا جزء تصحیح خطا انتخاب می‌شوند. منطقه‌ای که با Γ نشان داده شد، معمولاً با مرتب کردن مشاهدات متغیر آستانه (q_t) از کوچک به بزرگ و حذف ۱۵٪ درصد بالایی و پایینی دنباله‌ی مشاهدات آن سری انتخاب می‌شود. مدل به‌دست آمده برای تمامی آستانه‌های ممکن قابل شناسایی است. تابع $I(q_t > \gamma)$ نیز به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$I(q_t > \gamma) = \begin{cases} 1 & \text{if } q_t > \gamma \\ 0 & \text{if } q_t \leq \gamma \end{cases} \quad (2)$$

ضرایب رگرسیون عبارتند از:

اگر $q_t \leq \gamma$ و $(\alpha, \lambda_i, \gamma_i, \dots, \delta_i)$ و اگر $q_t > \gamma$ باشد. ضرایب گروه اول متناظر با رژیم مقادیر پایین q_t و ضرایب گروه دوم متناظر با رژیم

مقادیر بالای q_t در نظر گرفته می‌شوند. در بیشتر موارد، مقدار آستانه‌ی γ ناشناخته است و می‌بایست در کنار سایر پارامترهای مدل TAR برآورد شود. خوشبختانه چان^۱ (۱۹۹۳)، روشی را برای دستیابی، به برآوردی سازگار، از مقدار آستانه‌ی مذکور ارائه داده است. در این روش برای به‌دست آوردن مقدار آستانه، الگوی (۱) را به ازای مقادیر مختلف $\gamma \in \Gamma$ برآورد کرده و برای هر رگرسیون، مجموع مربعات باقیمانده‌ها $s(\gamma)$ را محاسبه می‌کنیم. آستانه‌ی $\hat{\gamma}$ ، مقداری است که $s(\gamma)$ را حداقل می‌کند. در آخرین مرحله از تخمین مدل تصحیح آستانه‌ای، خطی بودن الگو و همچنین معناداری حدآستانه برآورد شده را با استفاده از روش‌های خودپزدازی^۲ و نسبت درست نمایی، مورد آزمون قرار می‌دهیم.

۵- مراحل برآورد الگو

در ابتدا، مانایی متغیرهای مدل را بررسی می‌شود. در صورت وجود یک ریشه‌ی واحد در متغیرهای الگو، رابطه‌ی بلندمدت یا هم‌انباشتگی میان متغیرهای الگو با استفاده از تکنیک دو مرحله‌ای انگل-گرنجر^۳ مورد آزمون و برآورد قرار می‌گیرد. سپس با استفاده از پسماندهای حاصل از رابطه‌ی بلند مدت، مدل تصحیح خطا تخمین زده می‌شود. پس از تخمین مدل تصحیح خطای خطی به‌عنوان الگوی پایه، برای آزمون کردن فرض صفر خطی بودن، به تخمین مدل تصحیح خطای آستانه‌ای می‌پردازیم. در این پژوهش، متغیررشد درآمدهای نفتی یا (لگاریتم درآمدهای نفتی $\Delta \ln oil$) را به‌عنوان متغیر آستانه (q_t) در نظر گرفته می‌شود و برای یافتن وقفه‌ی بهینه‌ی درآمدهای نفتی به‌عنوان حد آستانه، مدل فوق را برای وقفه‌های مختلف درآمدهای نفتی تخمین زده و بهترین وقفه براساس معیارهای آکایک (AIC) و شوارتز (SBC)^۴ انتخاب می‌کنیم. حال با لحاظ کردن متغیرهای رشد اقتصادی، رشد درآمدهای نفتی و رشد خالص انباشت سرمایه می‌توان مدل تصحیح خطای آستانه‌ای (TAR-ECM) را

1- Chan.

2- bootstrapping.

3- Engel-Granger Two-Step Procedure.

4 - Akaike And Schwarz Criteria.

به صورت زیر نشان می‌دهیم:

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{GDP}_t &= \left(\alpha \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta \ln \text{GDP}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta \ln \text{OIL}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_i \Delta \ln \text{K}_{t-i} \right) \\ I(q_t \leq \gamma) &+ \left(\alpha^* \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i^* \Delta \ln \text{GDP}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_i^* \Delta \ln \text{OIL}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_i^* \Delta \ln \text{K}_{t-i} \right) \\ I(q_t > \gamma) &+ e_t \end{aligned} \quad (3)$$

که در آن $\ln \text{GDP}$ ، لگاریتم تولید ناخالص داخلی، $\ln \text{OIL}$ لگاریتم درآمدهای نفتی و $\ln \text{K}$ ، لگاریتم انباشت سرمایه است. هم‌چنین در این تحقیق متغیر آستانه را نیز نرخ رشد درآمدهای نفتی با یک وقفه $q_t = \Delta \ln \text{OIL}_{t-1}$ انتخاب می‌کنیم. بر این اساس، فرض می‌کنیم که تغییر پارامترها یا تغییر رژیم به‌طور عمده متأثر از تغییر درآمدهای نفتی بوده است.

در ادامه، به آزمون معناداری مدل تصحیح خطای آستانه‌ای نسبت به مدل خطی تصحیح خطا می‌پردازیم.

فرض صفر در این آزمون $H_0: \alpha_i^* = \alpha_i, \lambda_i^* = \lambda_i, \gamma_i^* = \gamma_i, \dots, \delta_i^* = \delta_i$ برای هر i می‌باشد.

با تعریف ماتریس انتخاب $R = (0, I)$ و $M(\gamma) = \sum Y_t(\gamma) Y_t(\gamma)'$ و $V(\gamma) = \sum Y_t(\gamma) Y_t(\gamma)' \hat{\varepsilon}_t^2$ ، که در آن I ماتریس یک‌به‌یکه با بعد مناسب می‌باشد، می‌توانیم آماره‌ی والد^۱ سازگار با ناهمسانی واریانس را به صورت زیر تشکیل دهیم:

$$W(\gamma) = (R\hat{\theta}(\gamma))' [R(M(\gamma)^{-1}V(\gamma)M(\gamma)^{-1})R']^{-1} R\hat{\theta}(\gamma) \quad (4)$$

که مقدار آماره‌ی آزمون به صورت زیر به دست می‌آید:

$$W = \sup_{\gamma \in \Gamma} W(\gamma) \quad (5)$$

با توجه به این‌که پارامتر آستانه γ ، تحت فرضیه‌ی صفر خطی بودن قابل شناسایی نیست لذا توزیع W در عبارت (۵) غیر استاندارد خواهد بود. این مطالب در شرایط مختلف توسط جمله اندروز و پلابرگر^۲ (۱۹۹۴) و هانسن^۳ (۱۹۹۶) می‌باشد. هانسن

1- Wald Criteria.

2- Andrews and Ploberger.

3- Hansen.

روش خودپردازی^۱ را برای تقریب زدن توزیع مجانبی آماره‌ی آزمون پیشنهاد می‌کند که ما نیز در این مقاله از آن استفاده می‌کنیم. روش خودپردازی به صورت زیر اجرا می‌شود:

(۱) در مرحله‌ی اول یک نمونه از اعداد تصادفی با میانگین صفر و واریانس ۱ را تولید

کرده $\eta_t \sim \text{NID}(0,1)$ و $x_t^* = \hat{\epsilon}_t \eta_t$ را تعریف می‌نمائیم.

(۲) x_t^* را روی $Y_t = (\epsilon_{t-1}, \dots, \Delta x_{tm-p})$ رگرس کرده و مجموع مربع باقی مانده‌های مقید، S_0 را به دست می‌آوریم.

(۳) x_t^* را روی $Y_t = (Y_t' \quad Y_t' I(q_t > \hat{\gamma}))$ برای به دست آوردن مجموع مربع باقی مانده‌های غیرمقید، $S_1(\hat{\gamma})$ رگرس می‌کنیم.

(۴) $w^*(\gamma) = \frac{T(S_0 - S_1(\hat{\gamma}))}{S_1(\hat{\gamma})}$ را محاسبه می‌کنیم (که در آن T تعداد مشاهدات

و $W^* = \sup W^*(\gamma)$ می‌باشد).

مراحل ۱ تا ۴ را B بار تکرار کرده و آماره‌ی محاسباتی متناظر با تکرار b ام تکرار را با W_b^* نشان می‌دهیم.

p -value برای W به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$p\text{-value} = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B 1(W_b^* \geq W) \quad (6)$$

بر اساس مقدار احتمال محاسبه شده می‌توان فرض صفر خطی بودن الگو را مورد آزمون قرار داد.

فرض کنید سطح آستانه‌ی رشد درآمدهای نفتی $\hat{\gamma} = 20\%$ برآورد شود، به این مفهوم که با افزایش رشد درآمدهای نفتی ماورای رقم مذکور، پارامترهای الگو یا سهم عوامل مختلف در تعیین رشد اقتصادی تغییر می‌کند. حال یک سؤال اساسی آن است که آیا رقم مذکور تفاوت معنی‌داری از ۱۵٪ یا ۲۰٪ دارد؟ به عبارت دیگر آیا می‌توان فاصله‌ی اطمینان برای سطح آستانه‌ی γ ساخت؟ هانسن (۲۰۰۰)، نشان می‌دهد که بهترین روش برای آزمون مذکور یا تشکیل فاصله‌ی اطمینان، استفاده از آماره‌ی نسبت درست‌نمایی، تحت فرض کمکی $(0, \sigma^2) \text{N}$ iid $\epsilon_i \approx$ است. فرضیه‌ی صفر در این

آزمون، $H_0: \gamma = \gamma_0$ است، به‌طور مثال در برخی مطالعات در ادبیات تجربی، سطح آستانه بدون هیچ آزمونی $\gamma = 0$ فرض شده است^۱ به این مفهوم که افزایش و کاهش قیمت‌های نفت اثرات نامتقارنی بر رشد اقتصادی یا سایر متغیرهای کلان داشته است. در این متدولوژی (TAR-ECM)، فرضیه‌ی $H_0: \gamma = 0$ را می‌توان به سهولت آزمون کرد. آماره‌ی نسبت درست‌نمایی^۲ (LR) عبارتست از:

$$LR_1(\gamma_0) = n \frac{S_1(\gamma_0) - S_1(\hat{\gamma})}{S_1(\hat{\gamma})} \quad (7)$$

$LR_1(\gamma)$ آماره‌ی نسبت درست‌نمایی، $S_1(\gamma_0)$ مجموعه‌ی مربعات خطا در الگوی مقید تصحیح خطا تحت فرضیه‌ی $H_0: \gamma = \gamma_0$ و $S_1(\hat{\gamma})$ مجموعه‌ی مربعات خطا در الگوی غیرمقید مبتنی بر برآورد $\hat{\gamma}$ می‌باشد. هنسن (۲۰۰۰) نشان می‌دهد که $LR_1(\gamma_0)$ هم‌گرا در توزیع به سمت χ^2 است که رد آن χ^2 یک متغیر تصادفی با تابع توزیع $P(\xi < x) = (1 - \exp(-x/2))^{2/\alpha}$ می‌تواند با معکوس نمودن آن مقادیر بحرانی را به‌صورت تابع $c(\alpha) = -2 \log(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ به‌دست آورد. مقدار بحرانی α درصد است. چنان‌چه $LR_1(\gamma_0)$ بزرگ‌تر از $c(\alpha)$ باشد فرضیه‌ی صفر در سطح اهمیت α رد می‌شود.

۶- نتایج تخمین

با انجام آزمون ریشه‌ی واحد دیک‌ی فولر تعمیم یافته برای متغیرهای الگو، در می‌یابیم که متغیرها غیرمانا و حاوی یک ریشه‌ی واحدند. به عبارت دیگر تمام متغیرهای مدل $I(1)$ هستند (نتایج برای صرفه جویی ارائه نشده‌اند). لذا با استفاده از روش دو مرحله‌ای انگل-گرنجر، رابطه‌ی بلند مدت یا هم‌انباشتگی را بین متغیرهای مورد نظر شامل (لگاریتم‌های) GDP غیرنفتی، درآمد نفتی و موجودی سرمایه آزمون می‌کنیم. این آزمون نشان می‌دهد که متغیرهای الگو با یکدیگر هم‌انباشته‌اند، به‌طوری که ترکیب خطی آن‌ها $I(0)$ است. مقدار قدر مطلق آماره‌ی دیک‌ی فولر $2/78$ ، به‌طور معنی‌داری بیش‌تر از مقدار بحرانی 5 درصد، یعنی $1/95$ است. استفاده از آماره‌ی

۱- به‌طور مثال موری (۱۹۹۳)، لی، نی و راتی (۱۹۹۵)، جمینز رودریگوئز و سانچز (۲۰۰۴) و ال‌تایبی (۲۰۰۶) را نگاه کنید.

2- likelihood ratio.

دوربین - واتسون رگرسیون هم‌جمعی (CRDW)^۱ نیز نتایج مشابهی به دست می‌دهد. بر اساس نتایج حاصل از تخمین رابطه‌ی بلند مدت، درآمدهای نفتی در بلند مدت اثر منفی (۰/۲۹۷-) بر تولید ناخالص داخلی داشته، ولی اثر موجودی سرمایه بر تولید غیرنفتی، مثبت و قابل ملاحظه (۱/۲۵۵) است (قسمت انتهایی جدول ۱ را ملاحظه کنید). اثرات منفی درآمدهای نفتی در بلندمدت بر تولید، با نظریه‌ی نفرین منابع در اقتصاد ایران سازگار است. حال پس از اطمینان حاصل کردن از وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها، به تخمین مدل تصحیح خطا به صورت خطی (بدون لحاظ کردن اثرات آستانه‌ای) می‌پردازیم، که نتایج آن در جدول (۱) مشاهده می‌شود.

نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطای خطی، بیانگر این مطلب است که ضریب متغیر تصحیح خطا (۰/۰۸۴۴-) معنی‌دار بوده و دارای علامت مورد انتظار (منفی) است، بدین معنی که انحرافات تولید از مقدار تعادلی آن، رشد اقتصادی کوتاه‌مدت را در جهت

جدول ۱- نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطای با استفاده از تکنیک OLS.

متغیرهای مستقل	ضرایب مدل
Constant	۰/۰۳۶۶ (۶/۹۹)
e(-۱)	-۰/۰۸۴۴ (-۳/۱۳)
$\Delta \ln K$	۰/۲۵ (۶/۹۵)
$\Delta \ln OIL$	۰/۳۴۴ (۲/۱۴)
$\Delta \ln GDP(-۱)$	۰/۴۴ (۲/۳۳)
R^2	۰/۷۳۲
SSR	۰/۰۴۷۸
$e_t = \ln GDP_t + \frac{0.379}{(0.63)} + \frac{0.297}{(4.05)} \ln OIL_t - \frac{1.25}{(5.33)} \ln K_t$	

توضیحات: اعداد داخل پرانتز نسبت‌های t هستند .

منبع: محاسبات تحقیق.

حصول به تعادل بلندمدت تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ به عبارت دیگر تولید، تمایل به بازگشت به مسیر بلند مدت خود را دارد. تغییرات موجودی سرمایه با ضریب (۰/۲۵)، مهم‌ترین عامل اثرگذار بر رشد اقتصادی است. رشد درآمدهای نفتی نیز در کوتاه‌مدت دارای تأثیر مثبت (۰/۳۴۴) بر رشد اقتصادی است، هرچند که اثر آن در بلندمدت منفی بوده است.

در ادامه، مدل تصحیح خطای آستانه‌ای (TAR-ECM) را با استفاده از رشد درآمدهای نفتی به عنوان متغیر آستانه برآورد می‌کنیم. اما قبل از آن بایستی طول وقفه‌ی بهینه را برای متغیر آستانه مشخص کنیم. برای این منظور مدل تصحیح خطای آستانه‌ای (TAR-ECM) را به ازای طول وقفه‌های مختلف $q_t = \text{LnOIL}_{t-i}$, $i = 0, 1, 2, \dots$ برآورد کرده و طول وقفه‌ی بهینه‌ی i را بر اساس معیارهای اطلاعات SBC^۱ و هانان-کوئین^۲ انتخاب می‌کنیم. مقادیر معیارهای اطلاعات مذکور به ازای طول وقفه‌ی صفر، ۱ و ۲ در جدول (۲) قابل مشاهده‌اند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، درآمدهای نفتی با وقفه‌ی یک ساله بهترین نتایج را ایجاد می‌کنند و در تخمین مدل تصحیح خطای آستانه‌ای (TAR-ECM)، وقفه‌ی اول رشد درآمدهای نفتی به عنوان متغیر آستانه، مورد استفاده قرار می‌گیرد.

جدول ۲- انتخاب وقفه‌ی بهینه‌ی درآمدهای نفتی به عنوان حد آستانه.

متغیر آستانه	SSR	AIC	Hannan-Quinn
DLn OIL	-۳/۷۳	-۴/۱	-۳/۹۷
DLn OIL(-1)	-۳/۵۹	-۳/۹۹	-۳/۸۴
DLn OIL(-2)	-۳/۵۰	-۳/۸۶	-۳/۸۱

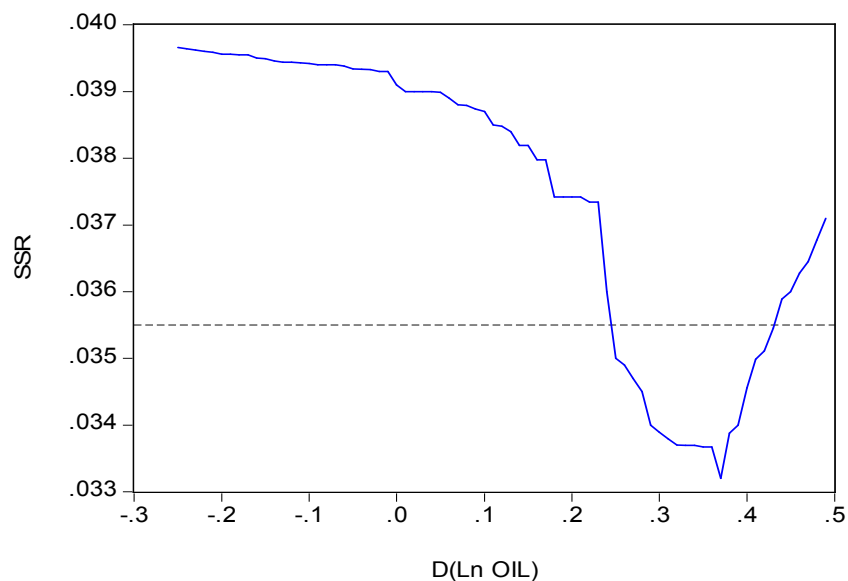
منبع: محاسبات تحقیق.

نتایج نهایی تخمین مدل تصحیح خطای آستانه‌ای با در نظر گرفتن رشد درآمدهای نفتی با وقفه‌ی یک ساله، به عنوان متغیر حد آستانه در جدول (۳) ارائه شده است. مقدار

1- Schwarz Bayesian Criterion.

2- Hannan-Quinn Information Criterion.

آستانه برای رشد درآمدهای نفتی ۰/۳۷ برآورد می‌شود. نتیجه‌ی مذکور در نمودار ۲ نیز نشان داده شده است. مقدار مجموع مربعات باقیمانده (SSR)^۱ هنگامی که پارامتر آستانه برای رشد درآمدهای نفتی به ۰/۳۷ می‌رسد، حداقل می‌شود. همان‌طور که در جدول ۳ ملاحظه می‌شود، چنان‌چه رشد درآمدهای نفتی از ۰/۳۷ تجاوز کند، (رژیم بالای درآمدهای نفتی)، ضریب و اهمیت متغیرهای تعیین‌کننده‌ی رشد اقتصادی به‌طور محسوسی تغییر می‌کند. در حقیقت ضریب درآمدهای نفتی ($\Delta \text{Ln oil}$)، موجودی سرمایه و جمله‌ی تصحیح خطا، اثرات غیرخطی با اهمیتی بر رشد اقتصادی دارند. به عبارت دیگر تمامی متغیرها در دو رژیم درآمدهای نفتی پایین ($\Delta \text{Ln oil} \leq 0.37$) و رژیم درآمدهای نفتی بالا ($\Delta \text{Ln oil} > 0.37$) دارای تأثیرات متفاوتی بر رشد اقتصادی هستند.



نمودار ۲- بررسی مقادیر مجموعه‌ی مجذورات خطاها برای هر مقدار رشد درآمدهای نفتی به‌عنوان مقادیر بالقوه‌ی حد آستانه‌ای

منبع: محاسبات تحقیق.

براساس نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا با استفاده از روش حد آستانه‌ای، در رژیم پایین درآمدهای نفتی (هنگامی که رشد درآمدهای نفتی کم‌تر از ۰/۳۷٪ است)، درآمدهای نفتی با ضریب (۰/۱۴) و رشد موجودی سرمایه با ضریب (۰/۲۶)، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهند. در این میان مهم‌ترین عامل اثرگذار بر رشد اقتصادی تغییرات موجودی سرمایه است، به طوری که ۱۰ درصد افزایش در نرخ رشد موجودی سرمایه، رشد اقتصادی را ۰/۲۶٪ افزایش می‌دهد. در رژیم درآمدهای نفتی بالا، رشد

جدول ۳- نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا با استفاده از الگوی غیرخطی حد آستانه‌ای.

متغیرهای مستقل	$(\Delta \ln \text{oil}(-1) \leq 0.37)$	$(\Delta \ln \text{oil}(-1) > 0.37)$
Constant	$\frac{\cdot}{0.389}$ $(\frac{7}{77})$	$\frac{\cdot}{39}$ $(\frac{4}{23})$
$e(-1)$	$-\frac{\cdot}{0.58}$ $(-\frac{2}{47})$	$-\frac{\cdot}{27}$ $(-\frac{2}{79})$
$\Delta \ln K$	۰/۲۶۸ (۵/۲۹)	-۰/۰۵ (۰/۰۸)
$\Delta \ln OIL$	۰/۱۴ (۳/۸۹)	۰/۰۲ (۰/۸۴)
$\Delta \ln GDP(-1)$	$\frac{\cdot}{447}$ $(\frac{2}{43})$	$\frac{\cdot}{431}$ $(\frac{\cdot}{197})$
R^2	۰/۸۱	
SSR	۰/۰۳۳۲	

*فرض صفر بودن پارامترها در سطح ۵ درصد رد نمی‌گردد.

منبع: محاسبات تحقیق.

موجودی سرمایه اثر معنی‌داری بر رشد اقتصادی ندارد و علامت آن نیز منفی (۰/۰۵) است. نتیجه‌ی مذکور احتمالاً نشان دهنده‌ی افزایش فعالیت‌های رانت جویی به‌ویژه در پروژه‌های عمرانی و کاهش بازدهی این پروژه‌ها در دوره‌ی رونق شدید درآمدهای نفتی است. به علاوه در این رژیم، درآمدهای نفتی اثر معنی‌داری بر رشد اقتصادی نداشته و تأثیرات مثبت آن بر رشد، کاهش یافته است. بدین ترتیب شواهدی قوی در زمینه‌ی فرضیه‌ی نفرین منابع در دوره‌های رشد شدید درآمدهای نفتی وجود دارد، اما در دوره‌های رشد ملایم درآمدهای نفتی، منابع مذکور اثر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته‌اند.

در ادامه خطی بودن الگو را در مقابل الگوی خود همبسته‌ی آستانه با استفاده از روش خودپردازی مورد آزمون قرار می‌دهیم. نتایج آزمون خودپردازی، فرضیه‌ی صفر مبنی بر خطی بودن مدل تصحیح خطا در مقابل فرضیه‌ی وجود الگوی تصحیح خطای آستانه‌ای را در سطوح ۵ درصد می‌کند (جدول ۴ را ملاحظه کنید، به این مفهوم که با افزایش درآمدهای نفتی بیش از ۳۷٪، ضرایب الگو به‌طور معنی‌داری دچار تغییر ساختاری می‌شوند؛ به عبارت دیگر در سطوح بالای رشد درآمدهای نفتی، اهمیت متغیرهای تعیین‌کننده‌ی رشد اقتصادی به‌طور معنی‌داری تغییر می‌کند.

جدول ۴- آزمون خودپردازی برای بررسی فرض خطی بودن مدل تصحیح خطا.

آزمون خطی بودن به روش Bootstrapping				آزمون صفر بودن پارامتر آستانه به روش آزمون نسبت درست‌نمایی		
فرضیه‌ی صفر	$H_0: \alpha_i^* = \alpha_i, \lambda_i^* = \lambda_i, \gamma_i^* = \gamma_i, \dots, \delta_i^* = \delta_i \text{ for all } i$			$H_0: \gamma = 0$		
سطح اهمیت آماري آزمون	٪۱	٪۵	٪۱۰	٪۱	٪۵	٪۱۰
F مقادیر بحرانی آزمون	۵/۳۶۶	۳/۱۸۳	۲/۳۴۵	۱۰/۵۹	۷/۳۵	۵/۴۹
F مقدار عددی آماره‌ی	۶/۳۷۳***			۱۱/۰۳۶۹***		

*** فرض صفر در سطح ۱ درصد رد می‌شود.

منبع: نتایج حاصل از روش خود پردازی و آزمون نسبت درست نمایی.

در نهایت فرضیه‌ی صفر بودن پارامتر آستانه را با استفاده از آماره‌ی نسبت درستنمایی، آزمون می‌کنیم. مطابق فرضیه‌ی صفر مذکور، افزایش و کاهش درآمدهای نفتی اثرات نامتقارنی بر رشد اقتصادی دارد. اما نتایج آزمون نسبت درست نمایی، فرضیه‌ی صفر بودن پارامتر حدآستانه‌ای را رد می‌کند. بدین ترتیب عدد ۳۷ درصد به عنوان تخمین پارامتر حد آستانه برای رشد درآمدهای نفتی، به‌طور معنی‌داری بزرگ‌تر از صفر است. لذا تفسیر اثرات غیرخطی درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی به‌صورت افزایش و کاهش درآمدهای نفتی معتبر نیست. به عبارت دیگر نقطه‌ی شکست تابع، زمانی است که رشد درآمدهای نفتی از مرز ۳۷ درصد تجاوز کند. به علاوه می‌توان فاصله‌ی اطمینانی را برای پارامتر آستانه‌ی γ تشکیل داد. برای این منظور در شکل ۲ مقادیر بحرانی ۵٪ بر حسب مقدار مجموع مربعات باقیمانده (SSR) با استفاده از خط چین مشخص شده‌اند. در حقیقت مقادیر مقدار مجموع مربعات باقیمانده (SSR) تا حد بحرانی ۰/۰۳۵۴، تفاوت معنی‌داری با مقدار مینیمم مجموع مربعات باقیمانده (SSR) در این نمودار ندارد، لذا همان‌طور که از نمودار مشخص است، در سطح آماره‌ی ۵ درصد مقادیری از رشد درآمدهای نفتی را می‌توان به‌عنوان پارامتر آستانه‌ای در نظر گرفت که مجموعه‌ی مجذورات خطاهای متناظر با آن‌ها کم‌تر از ۰/۰۳۵۴ باشد. در حقیقت مقادیری از رشد درآمدنفتی (به عنوان پارامتر آستانه) که SSR متناظر با آن‌ها کم‌تر از ۰/۰۳۵۴ باشد، تفاوت معنی‌داری با رقم ۰/۳۷ به عنوان تخمین پارامتر آستانه ندارد. بدین ترتیب می‌توان فاصله‌ی اطمینانی را برای پارامتر آستانه به‌صورت بازه‌ی ۰/۲۷-۰/۴۳ در نظر گرفت. کاملاً مشخص است که فاصله‌ی مذکور، مقدار صفر را در بر نمی‌گیرد.

برای توضیح نتیجه‌ی حاصل از آزمون نسبت درست مبنی بر عدم رد فرضیه‌ی صفر بودن حد آستانه با استفاده از معادله‌ی نسبت درست نمایی و مقادیر بحرانی ارائه شده توسط هانسن، به محاسبه‌ی مقادیر بحرانی برای مجموع مجذورات خطاها می‌پردازیم. این مقادیر حدودی را برای مجموعه‌ی مجذورات خطاها در نظر می‌گیرد، که اگر مجموعه‌ی مجذورات خطاهای متناظر با هر مقدار بالقوه برای پارامتر آستانه از آن عبور کند، دیگر نمی‌توان آن مقدار را به‌عنوان حد آستانه‌ای پذیرفت. نتایج حاصل از محاسبه‌ی مقادیر بحرانی برای مجموع مجذورات خطاها در سطح ۵ درصد آماره‌ی در شکل ۲، قابل مشاهده است.

۷- نتیجه گیری

در این تحقیق آثار تکانه‌های نفتی بر اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۱۳۸۶-۱۳۳۸ با استفاده از یک الگوی سری زمانی غیر خطی مبتنی بر رویکرد حدآستانه‌ای بررسی می‌شود. متغیرهای مورد استفاده در مدل، لگاریتم GDP بدون نفت، لگاریتم درآمدهای درآمدهای نفتی حقیقی و موجودی سرمایه‌اند. آنچه که این مطالعه را از دیگر مطالعات انجام شده متمایز می‌کند، تأکید بر وجود یک حدآستانه‌ای در رابطه‌ی بین درآمدهای نفتی و رشد اقتصادی است. این روش غیرخطی، با برآورد الگو به تفکیک دو رژیم درآمدهای نفتی بالا و پایین، تأثیرات دوگانه درآمدهای نفتی را بر رشد اقتصادی در هر یک از رژیم‌های مذکور، دقیق‌تر نشان می‌دهد. نتایج به‌دست آمده از تخمین رابطه‌ی بلندمدت و الگوی تصحیح خطا با استفاده از روش حد آستانه‌ای را می‌توان به‌صورت زیر خلاصه کرد:

۱- فرضیه‌ی خطی بودن الگو در مقابل غیرخطی بودن و وجود یک حدآستانه‌ای رد می‌شود. به‌عبارت دیگر الگوی حدآستانه‌ای توانایی بیش‌تری در تبیین اثرات درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی ایران دارد.

۲- در رژیم پایین (هنگامی که رشد درآمدهای نفتی کم‌تر از ۳۷ درصد است)، درآمدهای نفتی دارای اثر مثبت بر نرخ رشد اقتصادی‌اند درحالی‌که در رژیم بالای درآمدهای نفتی (هنگامی که رشد درآمدهای نفتی بالاتر از ۳۷ درصد است)، اثر درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی معنی‌دار نیست، لذا فرضیه‌ی نفرین منابع در اقتصاد ایران در دوره‌های رشد بالای درآمدهای نفتی پذیرفته می‌شود، اما در دوره‌های رشد پایین و ملایم درآمدهای نفتی، افزایش این درآمدها، محرک رشد اقتصادی بوده است.

۳- در حالی که موجودی سرمایه در رژیم درآمدهای نفتی پایین، بیش‌ترین تأثیر را بر رشد اقتصادی دارد اثر این متغیر در رژیم بالای درآمدهای نفتی معنی‌دار نیست. احتمالاً پروژه‌های عمرانی در دوره‌های رونق درآمدهای نفتی کارایی کم‌تری داشته و به فعالیت‌های رانت جویی دامن می‌زند.

۴- تخمین پارامتر حد آستانه‌ای (عدد ۰/۳۷) تفاوت معنی‌داری از صفر دارد، لذا نمی‌توان تأثیرات غیرخطی درآمدهای نفتی را بر حسب اثرات متفاوت افزایش و کاهش درآمدها بر رشد اقتصادی تفسیر کرد. در حقیقت فاصله‌ی اطمینان برآورد شده برای پارامتر حد آستانه‌ی رشد درآمدهای نفتی (۰/۴۳-۰/۲۷)، عدد صفر را در برنمی‌گیرد.

لذا می‌توان نتیجه گرفت که رشد اقتصادی نسبت به سطوح مختلف نرخ رشد درآمدهای نفتی رفتاری غیرخطی از خود نشان می‌دهد. با توجه به نامتقارن بودن اثر افزایش درآمدهای نفتی در دو رژیم موجود، این نتیجه حاصل می‌شود که افزایش ملایم درآمدهای نفتی با افزایش متناسب دو طرف عرضه و تقاضای اقتصاد، موجبات رشد اقتصادی را فراهم می‌آورد، ولی با رشد فزاینده‌ی درآمدهای نفتی و گذشتن از حد آستانه‌ای برآوردی و عدم مدیریت بهینه‌ی این درآمدها و با وجود مشکلات نهادی و ساختاری اقتصاد ایران برای جذب این درآمدهای هنگفت و باد آورده، اثرات منفی این افزایش درآمدهای نفتی باعث از بین رفتن تأثیرات بالقوه‌ی مثبت این درآمدها بر ساختار اقتصاد کشور می‌گردد.

فهرست منابع

- اندازه دولت در اقتصاد ایران، اداره‌ی بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۸۵.
- خلاصه‌ی تحولات اقتصادی کشور، اداره‌ی بررسی‌های اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سال‌های مختلف.
- فرجادی، غلامعلی. مروری بر وضع موجود بازار کار، اشتغال و بیکاری در سال ۱۳۸۵، وزارت کار و امور اجتماعی، ۱۳۸۶.
- نفت و توسعه، گزارش مهم فعالیت‌های وزارت نفت (۱۳۷۹-۱۳۷۶)، اداره‌ی کل روابط عمومی وزارت نفت، خرداد ماه ۱۳۸۰.
- Alotaibi, Bader, "Oil price fluctuation and the gulf cooperation council (GCC) countries,(1960-2004)", May2006.
- Devlin, Julia, and Michael Lewin, "Managing oil booms and busts in developing countries", 2004.
- Rodriguez, Jimenez, Rebecca, and Marcelo Sanchez, "Oil price Shocks and real GDP growth empirical evidence for some OECD Countries", may2004.
- Lee, K., Ni, S., and Ratti, R, "Oil shocks and the macroeconomy: the role of price variability", The Energy Journal, Vol.16 (4), 1995.

Mork, K, A, "Oil and Macro economy when Price goes up and down: An extension of Hamilton results". Journal of Political Economic, Vol. 9, 1994.

Mork, K., Olsen, O., and Mysen, T, "Macroeconomic responses to oil price increases and decreases in seven OECD countries", Energy Journal, Vol.15(4), 1994.