

## بررسی اثر بی ثباتی رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی ایران

علیرضا کازرونی

دانشیار دانشگاه تبریز

سکینه سجودی

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز sakinehsojoodi@gmail.com

تاریخ دریافت: ۸۷/۹/۳۹ تاریخ پذیرش: ۸۸/۱۰/۱۵

### چکیده

یکی از چالش‌های پیش روی اقتصاد ایران، وابستگی شدید به درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت می‌باشد. با توجه به وجود نوسانات مداوم در قیمت جهانی نفت، این وابستگی منجر به بی‌ثباتی رابطه‌ی مبادله کشور شده است. هدف اصلی این مطالعه، بررسی اثر بی‌ثباتی رابطه‌ی مبادله<sup>۱</sup> بر رشد اقتصادی ایران طی دوره‌ی ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۵ می‌باشد. در همین راستا، ابتدا با استفاده از الگوی قارچ<sup>۲</sup> میزان نوسانات رابطه‌ی مبادله‌ی کشور طی سال‌های ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۵، محاسبه و سپس اثر این نوسانات بر رشد تولید ناخالص داخلی در قالب الگوی خود توضیحی با وقفه‌های گسترده<sup>۳</sup> (ARDL) مورد تحلیل قرار گرفته است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که بی‌ثباتی رابطه‌ی مبادله در بلندمدت تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی ایران دارد.

طبقه‌بندی JEL: F43; O11

کلید واژه: بی‌ثباتی رابطه‌ی مبادله، رشد اقتصادی، الگوی قارچ، الگوی ARDL

1 - Terms of Trade.

2 - Generalized Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH).

3 - Auto Regressive Distributed Lag method.

## ۱- مقدمه

یکی از ویژگی‌های بیش‌تر کشورهای در حال توسعه، وجود محیط اقتصادی بی‌ثبات و توأم با نوسانات شدید می‌باشد. نوسانات اقتصادی موجود در کشورهای در حال توسعه، علاوه بر عوامل داخلی از جمله عدم ثبات در سیاست‌های پولی و مالی، از عوامل خارجی، به‌ویژه وجود نوسانات شدید در رابطه‌ی مبادله نیز ناشی می‌شود. هم‌چنین با توجه به این‌که اقتصاد بیش‌تر کشورهای در حال توسعه تک محصولی بوده و درآمد این کشورها به صادرات نوع خاصی از مواد اولیه و خام وابسته است، بنابراین نوسانات رابطه‌ی مبادله حتی می‌تواند منبع اصلی بی‌ثباتی اقتصادی این کشورها محسوب شود. ایران نیز به عنوان یکی از کشورهای در حال توسعه و صادرکننده‌ی مواد خام، به‌شدت به درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت وابسته بوده و با نوسان قیمت جهانی نفت رابطه‌ی مبادله‌ی کشور نیز دچار بی‌ثباتی می‌شود. با در نظر گرفتن وابستگی کشور به درآمدهای نفتی و با توجه به این‌که از دهه‌ی ۱۹۷۰ در اثر وقوع بحران‌های داخلی و خارجی مختلف، قیمت جهانی نفت و در نتیجه رابطه‌ی مبادله‌ی کشور دچار نوسانات فراوان شده است، این مطالعه به بررسی اثر بی‌ثباتی رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی کشور می‌پردازد. به این منظور ابتدا مبانی نظری و شواهد تجربی موجود در زمینه‌ی موضوع این مطالعه مرور شده و سپس الگوی مطالعه و روش تحلیل تجربی معرفی می‌شود و در پایان، الگوی مطالعه تخمین زده شده و نتایج حاصل از آن مورد تفسیر قرار می‌گیرد.

## ۲- مبانی نظری

چگونگی تأثیر نوسانات اقتصادی بر رشد اقتصادی، یکی از موضوعاتی است که در سال‌های اخیر توجه بسیاری از اقتصاددانان را به خود معطوف کرده است. در حقیقت مطالعه‌ی رمی و رمی<sup>۱</sup> (۱۹۹۵)، سرآغازی بود بر انبوه مطالعاتی که به بررسی اثر نوسانات اقتصادی بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. براساس این مطالعات نوسانات اقتصادی از سه منبع مهم ناشی می‌شود:

۱- نوسانات محصول داخلی

۲- عدم ثبات در اجرای سیاست‌های داخلی

۳- نوسانات خارجی که معمولاً "به نوسانات رابطه‌ی مبادله و نرخ ارز محدود می‌شود (تارنوفسکی و چاتوپادیای<sup>۱</sup>، ۲۰۰۳).

رمی و رمی (۱۹۹۵)، نشان دادند که بی‌ثباتی اقتصادی از هر منبعی که ناشی شود در نهایت منجر به کاهش رشد اقتصادی خواهد شد. در مطالعات مختلفی که به بررسی اثر نوسانات رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند، کانال‌های متفاوتی معرفی شده است که از طریق آن‌ها نوسانات رابطه‌ی مبادله، رشد اقتصادی را متأثر می‌کند. بلتمن و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۷)، معتقدند که نوسانات رابطه‌ی مبادله در کشورهای فقیر، منجر به کاهش مخارج عمومی شده و در نهایت رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. با توجه به این که بیش تر کشورهای فقیر به درآمدهای ناشی از صادرات مواد اولیه به شدت وابسته‌اند، بی‌ثباتی رابطه‌ی مبادله به منزله‌ی نوسان در درآمدهای صادراتی آن‌ها بوده و منجر به کاهش مخارج عمومی در این کشورها می‌شود. به اعتقاد ایچنگرین<sup>۳</sup> (۱۹۹۶)، وجود نوسانات شدید در رابطه‌ی مبادله از طریق ایجاد نااطمینانی، سبب کاهش ورود سرمایه‌های خارجی و در نتیجه تشدید مشکل تراز پرداخت‌ها شده و رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد.

مندوزا<sup>۴</sup> (۱۹۹۷)، نشان داد که بی‌ثباتی رابطه‌ی مبادله از طریق کاهش بازدهی پس‌انداز سبب کاهش پس‌انداز و در نتیجه سرمایه‌گذاری و رشد می‌شود. دن<sup>۵</sup> (۲۰۰۰)، معتقد است که نوسانات متغیرهای اقتصادی از جمله بی‌ثباتی رابطه‌ی مبادله، با تحت تأثیر قرار دادن متغیرهای زیر، رشد اقتصادی را متأثر می‌کنند:

الف- انباشت نهاده‌های تولید یا سرمایه‌گذاری

ب- تکنولوژی تولید و کارایی

بسیاری از اقتصاددانان معتقدند که مهم‌ترین کانالی که از طریق آن نااطمینانی متغیرهای اقتصادی از جمله بی‌ثباتی رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد، تغییر در مقدار سرمایه‌گذاری است (ویت،<sup>۶</sup> ۲۰۰۷). در مورد تأثیر نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری نظرات متناقضی وجود دارد، افرادی مانند هارتمن<sup>۷</sup> (۱۹۷۲)، معتقدند که سرمایه‌گذاری رابطه‌ای مستقیم با ریسک دارد و با افزایش ریسک میزان سرمایه‌گذاری

1- Turnovsky & Chattopadhyay.

2- Blattman et al.

3- Eichengreen.

4- Mendoza.

5- Dehn.

6- Wyett.

7- Hartman.

نیز افزایش می‌یابد، زیرا بنگاه‌های ریسک‌خنی با افزایش ریسک برای رقابت با سایر بنگاه‌ها ریسک‌پذیرتر شده و میزان تولید خود را افزایش می‌دهند. اما مکدونالد و سیگل<sup>۱</sup> (۱۹۸۶) و دیکسیت و پیندیک<sup>۲</sup> (۱۹۹۴)، نشان دادند که سرمایه‌گذاری یک فرایند برگشت‌ناپذیر است و همین امر سبب می‌شود تا بنگاه‌ها در مواجهه با عدم اطمینان با تأخیر زمانی اقدام به سرمایه‌گذاری کنند. بنابراین با افزایش عدم اطمینان، دوره‌ی انتظار برای سرمایه‌گذاری افزایش یافته و از میزان سرمایه‌گذاری نیز کاسته می‌شود. پیندیک<sup>۳</sup> (۱۹۹۱)، معتقد است که وجود ریسک و نااطمینانی سبب کاهش ارزش آتی پروژه‌های سرمایه‌گذاری می‌شود. به اعتقاد وی با توجه به این که فرایند سرمایه‌گذاری غیرقابل بازگشت است، هزینه‌ی اضافی ناشی از ریسک سبب می‌شود تا برخی از پروژه‌ها غیراقتصادی شده و سرمایه‌گذاری کاهش یابد. وانگ<sup>۴</sup> (۲۰۰۷)، نشان داد که رابطه‌ی بین سرمایه‌گذاری و عدم اطمینان یک رابطه‌ی غیرخطی است. او علت وجود چنین رابطه‌ی را ناشی از دو عامل می‌داند:

اولاً: "با افزایش نااطمینانی ارزش به تأخیر انداختن سرمایه‌گذاری بیش‌تر می‌شود. ثانیاً: "با افزایش نااطمینانی به دلیل افزایش نرخ تنزیل زمانی، میزان بازده از دست رفته (هزینه فرصت) نیز افزایش می‌یابد.

معمولاً در سطوح بالای نااطمینانی عامل اول قوی‌تر بوده و بنگاه‌ها ترجیح می‌دهند تا سرمایه‌گذاری را به تأخیر اندازند. بنابراین، یک رابطه‌ی منفی بین ریسک و سرمایه‌گذاری برقرار است ولی در نرخ‌های پایین نااطمینانی عامل دوم قوی‌تر بوده و بنگاه‌ها از به تأخیر انداختن سرمایه‌گذاری پرهیز می‌نمایند. در نتیجه در سطوح پایین نااطمینانی، بین ریسک و سرمایه‌گذاری رابطه‌ی مثبت برقرار می‌باشد.

از مباحث فوق می‌توان نتیجه گرفت که در مورد تأثیر نااطمینانی متغیرهای اقتصادی از جمله بی‌ثباتی رابطه‌ی مبادله بر سرمایه‌گذاری اتفاق نظر وجود نداشته و درحالی که برخی از اقتصاددانان اثر منفی نااطمینانی بر رشد را مورد تردید قرار داده‌اند ولی بیش‌تر آن‌ها وجود این اثر را تأیید نموده‌اند.

لاتز<sup>۵</sup> (۱۹۹۴) اشاره می‌نماید که نااطمینانی رابطه‌ی مبادله علاوه بر تغییر مقدار سرمایه‌گذاری، باعث تغییر ترکیب سرمایه‌گذاری و کاهش کارایی نیز می‌شود،

1- McDonald and Siegel.

2- Dixit and Pindyck.

3- Pindyck.

4- Wong.

5- Lutz.

به این ترتیب که سرمایه‌گذاران برای گریز از ریسک، سرمایه‌های خود را به بخش‌های غیرتجاری و بخش‌هایی که مزیت نسبی وجود ندارد منتقل می‌نمایند. با توجه به این که این بخش‌ها معمولاً کارایی پایین‌تری دارند، رشد اقتصادی نیز کاهش می‌یابد.

در مورد تأثیر نوسانات رابطه‌ی مبادله بر کارایی علاوه بر کانال فوق، مسیر دیگری نیز وجود دارد، ویت<sup>۱</sup> (۲۰۰۷) بیان می‌کند که نوسانات رابطه‌ی مبادله باعث خواهد شد تا تولید کنندگان و مصرف کنندگان در تشخیص اندازه و دوره‌ی تغییر قیمت‌ها ناتوان شده و عدم کارایی در تخصیص منابع ایجاد شود و رشد اقتصادی کاهش یابد. همچنین وی معتقد است که نوسانات رابطه‌ی مبادله از طریق کاهش اثربخشی سیاست‌های پولی و مالی منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

لاتز<sup>۲</sup> (۱۹۹۴) اشاره می‌نماید که علاوه بر کانال‌های فوق، نوسانات رابطه‌ی مبادله به صورت مستقیم نیز بر میزان رشد اقتصادی تأثیر دارد، وی معتقد است که نوسانات رابطه‌ی مبادله سبب ایجاد بی‌ثباتی در روند رشد اقتصادی و در نتیجه کاهش رشد تولید می‌شود.

بانک جهانی<sup>۳</sup> در گزارش سال ۱۹۹۹ خود اشاره کرده است که نوسانات رابطه‌ی مبادله به دو طریق عملکرد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند، اولاً "نوسانات رابطه‌ی مبادله، از طریق ایجاد بی‌ثباتی در سپرده‌های داخلی سبب ایجاد بحران‌های مالی و حتی ورشکستگی مالی می‌شود. ثانیاً، وجود بی‌ثباتی در رابطه‌ی مبادله افزایش ریسک بازده سرمایه را موجب شده و تقاضا برای سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد. در ادامه‌ی این گزارش عنوان شده است که در کشورهای صادرکننده‌ی نفت به دلیل بزرگ بودن اندازه‌ی دولت، اثرات منفی رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی نسبت به سایر کشورهای صادرکننده‌ی مواد اولیه به مراتب بیش‌تر است.

### ۳- مروری بر مطالعات تجربی

باسیو و مکلوئند<sup>۴</sup> (۱۹۹۱)، با تخمین تابع عکس‌العمل آنی برای تعدادی از کشورهای در حال توسعه نشان داده‌اند که نوسانات رابطه‌ی مبادله تأثیر منفی بر رشد اقتصادی این کشورها دارد. ادستروم و سینگر<sup>۵</sup> (۱۹۹۳)، با استفاده از تحلیل داده‌های

1- Wyett.

2- Lutz.

3- World Bank.

4- Basu & Mcleod.

5- Edstrom & Singer.

تلفیقی و سری زمانی کشورها به این نتیجه رسیده‌اند که نوسانات رابطه‌ی مبادله سبب کاهش رشد اقتصادی کشورها می‌شود. لاتز<sup>۱</sup> (۱۹۹۴)، با استفاده از داده‌های ۹۱ کشور مختلف در فاصله‌ی سال‌های ۱۹۶۸-۱۹۸۸، نشان داده است که نوسانات رابطه‌ی مبادله رشد تولید را کاهش می‌دهد. مندوزا<sup>۲</sup> (۱۹۹۷)، در میان ۴۰ کشور در حال توسعه و صنعتی شده و در فاصله‌ی سال‌های ۱۹۷۰-۱۹۹۱، نشان داده است که روند صعودی در رابطه‌ی مبادله‌ی تأثیر مثبت و نوسانات رابطه‌ی مبادله تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد.

بلینی و گرینوی<sup>۳</sup> (۲۰۰۱)، در مطالعه‌ای شامل ۱۴ کشور آفریقایی و در فاصله‌ی سال‌های ۱۹۸۰-۱۹۹۵، به بررسی اثر نوسانات رابطه‌ی مبادله و نرخ ارز بر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که رشد رابطه‌ی مبادله تأثیر مثبت و نوسانات رابطه‌ی مبادله، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. هم‌چنین براساس نتایج این مطالعه، نوسانات رابطه‌ی مبادله تأثیر مثبت، اما غیرمعنی‌دار بر سرمایه‌گذاری دارد. تارنوفسکی و چاتوپادپای<sup>۴</sup> (۲۰۰۳)، در یک مطالعه بین‌کشوری در میان ۶۱ کشور در حال توسعه و در طی سال‌های ۱۹۷۵-۱۹۹۲، به این نتیجه رسیده‌اند که نوسانات رابطه‌ی مبادله تأثیر منفی و قوی بر رشد اقتصادی و رشد رابطه‌ی مبادله تأثیر مثبت و ضعیف بر رشد دارد. گریمز<sup>۵</sup> (۲۰۰۴)، با استفاده از الگوی زیر به بررسی اثر رشد و هم‌چنین نوسانات رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی کشور نیوزیلند پرداخته است:

$$\Delta \ln \text{GDP}_t = a + b \Delta \ln \text{TOT}_t + c \text{TOT10}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

به طوری که،

$\Delta \ln \text{GDP}$ : نرخ رشد تولید ناخالص سرانه

$\Delta \ln \text{TOT}$ : نرخ رشد رابطه‌ی مبادله

$\text{TOT10}$ : نوسانات رابطه‌ی مبادله که با استفاده از انحراف رابطه‌ی مبادله از روند

میانگین متحرک آن اندازه‌گیری شده است.

1- Lutz.

2- Mendoza.

3- Bleany & Greenway.

4- Turnovsky & Chattopadhyay.

5- Grims.

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که نوسانات رابطه‌ی مبادله تأثیر منفی و رشد رابطه‌ی مبادله تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی نیوزیلند دارد. بلتمن و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۷)، با استفاده از یک الگوی رشد به شکل زیر، به بررسی اثر نوسانات رابطه‌ی مبادله و رشد رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه و پیشرفته در فاصله‌ی سال‌های ۱۹۳۹ تا ۱۹۷۰ پرداخته‌اند:

$$GR_{it} = \beta_0 + \beta_1 TOTG_{it} + \beta_2 TOTV_{it} + \Phi Z_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

به طوری که:

GR: نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه

TOTG: رشد رابطه‌ی مبادله

TOTV: نوسانات رابطه‌ی مبادله که با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات به دست آمده است.

Z: سایر عوامل مؤثر بر رشد از جمله نرخ رشد جمعیت و سرمایه‌ی انسانی  
نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رشد رابطه‌ی مبادله، تأثیر مثبت و نوسانات رابطه‌ی مبادله که با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات محاسبه شده است، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. ویت<sup>۲</sup> (۲۰۰۷)، با استفاده از مدل قارچ<sup>۳</sup> (۱ و ۱) و الگوی VAR، به بررسی اثر نوسانات رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری در کشور استرالیا و در فاصله‌ی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۶ پرداخته و به این نتیجه رسیده است که نوسانات رابطه‌ی مبادله تأثیری بر رشد و سرمایه‌گذاری کشور استرالیا به عنوان یک کشور توسعه‌یافته ندارد.

هوک تسن ونگ<sup>۴</sup> (۲۰۰۹)، در یک مطالعه‌ی موردی برای کشور کره و ژاپن با استفاده از روش هم‌گرایی جوهانسن و تجزیه‌ی واریانس، به این نتیجه رسیده است که نرخ رشد رابطه‌ی مبادله، تأثیر مثبت ولی غیرمعنی‌دار بر رشد اقتصادی این کشورها دارد، در حالی که تأثیر نوسانات رابطه‌ی مبادله بر رشد تولید سرانه این دو کشور منفی است.

1- Blattman et al.

2- Wyett.

3- GARCH.

4- Hock Tsen Wong.

#### ۴- مروری بر روند رابطه‌ی مبادله‌ی خالص ایران

تعاریف مختلفی در مورد رابطه‌ی مبادله وجود دارد<sup>۱</sup>، اما یکی از مفاهیم بسیار مشهور رابطه‌ی مبادله که معمولاً در بیش‌تر مطالعات تجربی نیز مورد استفاده قرار می‌گیرد، رابطه‌ی مبادله‌ی خالص یا کالایی<sup>۲</sup> است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$TT_n = \frac{P_x}{P_m} \times 100 \quad (3)$$

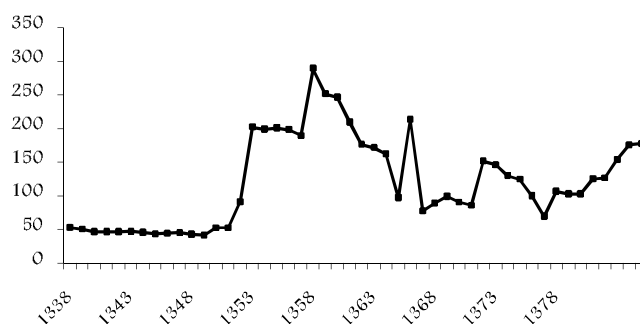
در رابطه‌ی فوق،  $TT_n$  رابطه‌ی مبادله‌ی تهاتری (پایاپای) خالص،  $P_x$  شاخص قیمت کالاهای صادراتی و  $P_m$  شاخص قیمت کالاهای وارداتی است. در این مطالعه، رابطه‌ی مبادله‌ی خالص ایران، از حاصل نسبت شاخص ضمنی قیمت صادرات به شاخص ضمنی قیمت واردات به سال پایه‌ی ۱۳۷۶ به دست آمده است. افزایش رابطه‌ی مبادله‌ی خالص حاکی از آن است که حجم بیش‌تری از واردات را با مبادله‌ی مقادیر مشخص از صادرات می‌توان به دست آورد.

رابطه‌ی مبادله‌ی خالص ایران به سال پایه‌ی ۱۳۷۶ طی سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۸۷ در نمودار (۲) منعکس شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، رابطه‌ی مبادله‌ی خالص ایران طی سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۵۱ در اطراف ۵۰ در حال تغییر بوده و روند با ثباتی داشته ولی در سال ۱۳۵۲ در اثر شوک نفتی به صورت ناگهانی افزایش یافته است، به طوری که در سال ۱۳۵۸ به رقم بی‌سابقه‌ی ۲۸۸ رسیده است. با آغاز جنگ تحمیلی، روند رابطه‌ی مبادله‌ی خالص رو به افول گذاشته است. از سال ۱۳۶۵ به بعد و به جز سال ۱۳۶۶، این رقم تا سال ۱۳۷۲ زیر ۱۰۰ بوده است. از سال ۱۳۷۲ و با اتمام برنامه‌ی اول، روند رابطه‌ی مبادله با بهبود موقت مواجه شده، ولی بلافاصله و هم‌زمان با کاهش جهانی قیمت نفت به رقم ۶۹/۲۹ در سال ۱۳۷۷ کاهش یافته است. از سال ۱۳۷۸، روند صعودی ملایمی در رابطه‌ی مبادله مشاهده شده و رابطه‌ی مبادله‌ی خالص به عدد ۱۷۷/۳۱۳ در سال ۱۳۸۵ رسیده است. میانگین رابطه‌ی مبادله در طی دوره‌ی مورد بررسی برابر ۱۲۰/۴۱۹ با انحراف معیار ۶۷/۰۶ بوده است، بنابراین ضریب پراکندگی این متغیر برابر ۰/۵۶ می‌باشد، که بی‌ثباتی بالا در روند این متغیر طی دوره‌ی مورد بررسی را نشان می‌دهد. بیش‌ترین مقدار رابطه‌ی مبادله مربوط به سال ۱۳۵۸ و برابر ۲۸۸/۹۷ و کم‌ترین مقدار آن مربوط به سال ۴۹ و برابر ۴۱/۳۱ است.

۱- برای آشنایی با انواع رابطه‌ی مبادله به رحیمی بروجردی ۱۳۷۴، صص ۲۶۹-۳۷۶ رجوع شود.

2 - Net barter (or Commodity) terms of trade.





منبع: بانک مرکزی، حساب‌های ملی، سال‌های مختلف و محاسبات تحقیق نمودار ۲- رابطه‌ی مبادله‌ی خالص ایران

### ۵- ارائه‌ی الگو

در این مطالعه، از الگویی مشابه الگوی لاتز<sup>۱</sup> (۱۹۹۴) که مبنای بیش‌تر مطالعات تجربی در سال‌های اخیر، از جمله مطالعه‌ی هوک تسن ونگ<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) بوده، استفاده شده است. این الگو از یک تابع تولید به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$Y = f(A, L, K, TT, TV) \quad (۴)$$

به طوری که:

Y: تولید ناخالص داخلی حقیقی

A: تکنولوژی یا دانش تولید

K: نهاده‌ی سرمایه

L: نهاده نیروی کار

TT: رابطه‌ی مبادله

TV: نوسانات رابطه‌ی مبادله (انحراف معیار رابطه‌ی مبادله).

تابع فوق را با فرض فرم کاب-داگلاس می‌توان به شکل لگاریتم خطی زیر نوشت:

$$\ln Y_t = \alpha_0 \ln A_t + \alpha_1 \ln L_t + \alpha_2 \ln K_t + \alpha_3 \ln TT_t + \alpha_4 \ln TV_t \quad (۵)$$

در این رابطه، عبارت  $\ln$  نشان دهنده‌ی لگاریتم طبیعی متغیرهاست. به اعتقاد لاتز (۱۹۹۴)، با توجه به این که سطح نااطمینانی رابطه‌ی مبادله بر رشد طولی ناخالص و نه

1- Lutz.

2- Hock Tsen Wong.

میزان رشد این متغیر تأثیرگذار می‌باشد، بنابراین بهتر است نوسانات رابطه‌ی مبادله به صورت غیرلگاریتمی در الگو قید شود. لاتز (۱۹۹۴)، با فرض ثابت بودن سطح تکنولوژی، الگوی زیر را برای بررسی اثر نوسانات رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی معرفی می‌کند:

$$\text{Ln}Y_t = \beta_0 + \alpha_1 \text{Ln}L_t + \alpha_2 \text{Ln}K_t + \alpha_3 \text{Ln}TT_t + \alpha_4 TV_t + \varepsilon_t \quad (۶)$$

در این مطالعه به منظور وارد کردن اثر جنگ بر رشد اقتصادی کشور در الگوی فوق، علاوه بر متغیرهای ذکر شده، از یک متغیر مجازی نیز استفاده می‌شود. همچنین، با توجه به عدم وجود سری زمانی موجودی سرمایه برای دوره‌ی مورد بررسی، به تبعیت از مطالعه‌ی لاتز (۱۹۹۴) و هوک تسن ونگ<sup>۱</sup> (۲۰۰۹)، از نسبت سرمایه‌گذاری ثابت ناخالص داخلی به GDP استفاده خواهد شد.

$$\text{Ln}Y_t = \beta_0 + \alpha_1 \text{Ln}L_t + \alpha_2 \text{Ln}I_t + \alpha_3 \text{Ln}TT_t + \alpha_4 TV_t + \alpha_5 D_t + \varepsilon_t \quad (۷)$$

به طوری که:

برای سال‌های جنگ (۱۳۵۹-۱۳۶۷):  $D=1$  و برای سایر سال‌ها:  $D=0$

-  $\text{Ln}Y$ : لگاریتم تولید ناخالصی داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶

-  $\text{Ln}L$ : لگاریتم نیروی کار فعال

-  $\text{Ln}I$ : لگاریتم نسبت سرمایه‌گذاری ثابت ناخالص داخلی به GDP

-  $\text{Ln}TT$ : لگاریتم رابطه‌ی مبادله‌ی خالص به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶

-  $TV$ : نوسانات رابطه‌ی مبادله که به تبعیت از مطالعات لاتز (۱۹۹۴)، بلینی و گرینوی<sup>۲</sup> (۲۰۰۱) و ویت<sup>۳</sup> (۲۰۰۷)، برای محاسبه‌ی آن از الگوی قارچ<sup>۴</sup> استفاده می‌شود. الگوی ۷، با استفاده از روش ARDL در فاصله‌ی سال‌های ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۵ تخمین زده می‌شود. علت انتخاب این دوره، امکان دسترسی به داده‌های آماری و همچنین وجود نوسانات شدید طی این دوره در روند رابطه‌ی مبادله می‌باشد. داده‌های آماری تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری، شاخص ضمنی صادرات و واردات از حساب‌های ملی بانک مرکزی و نیروی کار فعال، از گزارش‌های اقتصادی بانک مرکزی به دست آمده است.

1- Hock Tsen Wong.

2- Bleany & Greenway.

3-Wyett.

4- GARCH.

### ۶- محاسبه‌ی نوسانات رابطه‌ی مبادله

یکی از فروض اساسی مدل‌های اقتصادسنجی کلاسیک، وجود همسانی در بین واریانس‌های اجزای خطا و در نتیجه متغیر وابسته می‌باشد. انگل<sup>۱</sup> (۱۹۸۲)، نشان داد که سری زمانی برخی از متغیرها در طول دوره‌های زمانی مختلف دارای نوسانات متفاوت بوده و احتمال وجود ویژگی همسانی واریانس برای این متغیرها بسیار کم است. انگل (۱۹۸۲)، برای محاسبه‌ی میزان واریانس ناهمسان برای چنین سری‌های زمانی از روش واریانس شرطی خود توضیح (آرچ<sup>۲</sup>) با رتبه‌ی P به شکل زیر استفاده کرد:

$$Y_t = X_t' \theta + \varepsilon_t \quad (۸)$$

$$H_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (۹)$$

$Y_t$ : متغیری که به دنبال یافتن نوسانات آن هستیم

$X_t$ : بردار متغیرهای توضیحی

$H_t$ : واریانس شرطی Y در سال t

P: رتبه‌ی الگوی آرچ

همان‌طور که مشاهده می‌شود، در این روش دو معادله وجود دارد؛ معادله‌ی اول (۸)، به معادله‌ی میانگین و معادله‌ی دوم (۹) به معادله‌ی واریانس مشهور است. بولسلو<sup>۳</sup> (۱۹۸۶)، معادله‌ی واریانس را به صورت زیر گسترش داد:

$$H_t = \omega + \beta H_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 \quad (۱۰)$$

این مدل به آرچ تعمیم یافته یا قارچ<sup>۴</sup> مشهور می‌باشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در روش قارچ مقدار واریانس شرطی به سه عامل بستگی دارد:

-  $\omega$ : جزء ثابت

- اطلاعات مربوط به میزان نوسان در دوره‌های قبل که با مجذور خطای معادله‌ی

میانگین در دوره‌ی قبل،  $\varepsilon_{t-1}^2$  نشان داده شده است (جزء آرچ مدل).

- مقدار پیش‌بینی واریانس شرطی در دوره‌ی گذشته  $H_{t-1}$  (جزء قارچ مدل).

1- Engle.  
2- ARCH.  
3- Bollerslev.  
4- GARCH.

در الگوی فوق رتبه‌ی آرچ و قارچ هر دو برابر ۱ می‌باشد. رتبه‌های مدل قارچ ممکن است از درجات بالاتر نیز باشد، برای مثال یک الگوی قارچ با رتبه‌ی (p,q)، به صورت زیر خواهد بود:

$$H_t = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j H_{t-j} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (11)$$

انتخاب مناسب p و q، تأثیر فراوانی بر اعتبار نتایج حاصل از الگوی قارچ دارد. در حقیقت برآورد واریانس شرطی یک متغیر شامل سه مرحله‌ی زیر می‌شود:

۱- انتخاب بهترین الگوی ARMA برای معادله‌ی میانگین، که معمولاً با استفاده از روش باکس جنکینز<sup>۱</sup> انجام می‌پذیرد.

۲- انجام آزمون‌های تشخیص و آزمون ARCH\_LM بر روی پسماندهای معادله‌ی ARMA.

۳- در صورت تأیید وجود واریانس شرطی، برآورد مدل قارچ و محاسبه‌ی واریانس شرطی.

در این مطالعه از الگوی قارچ به شکل زیر برای محاسبه‌ی واریانس شرطی رابطه‌ی مبادله‌ی ایران استفاده شده است:

$$TT_t = \theta_0 + \theta_1 TT_{t-1} + \dots + \theta_p TT_{t-k} + \varepsilon_t + \delta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \delta_q \varepsilon_{t-m} \quad (12)$$

$$H_t = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j H_{t-j} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (13)$$

به طوری که H نشان دهنده‌ی واریانس شرطی رابطه‌ی مبادله می‌باشد. با توجه به روش باکس جنکینز، بهترین الگوی ARMA برای معادله‌ی ۱۲ به صورت زیر است:

$$TT_t = 4/82 + 0/875 TT_{t-1} \quad (14)$$

$$t: (13/48) (12/37)$$

$$(0/000)$$

$$DW- = 2/37$$

$$R-Squared=0/77$$

$$F_{152} \quad statistic$$

$$Serial Correlation LM Test : F=1/22(0/305)$$

$$ARCH Test: F=6/099(0/018)$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود، مقدار ضریب تعیین به‌دست آمده قابل قبول بوده و اجزای خطا دچار خود همبستگی سریالی نیستند، هم‌چنین بر اساس آزمون ARCH-LM، وجود واریانس شرطی (با تعداد وقفه‌ی ۱) پذیرفته شده است.

برای به‌دست آوردن  $p$  و  $q$  مناسب، با توجه به روش پیشنهادی اندرس<sup>۱</sup> (۱۳۸۶)، ص (۲۷۱)، در رابطه‌ی ۱۳، ابتدا مدل آرچ (۱) را برآورد و سپس مقادیر پسماند این معادله را بر روی  $H_{t-1}$  و یک جزء ثابت، رگرس کرده و آزمون LM مبنی بر معنی‌داری اثر  $H_{t-1}$  را انجام می‌دهیم، نتایج این آزمون نشان دهنده‌ی غیرمعنی‌دار بودن این اثر می‌باشد و به نظر می‌رسد الگوی قارچ (۰ و ۱) یا آرچ (۱) الگوی مناسبی برای برآورد واریانس شرطی رابطه‌ی مبادله باشد. نتایج برآورد این الگو به صورت زیر است:

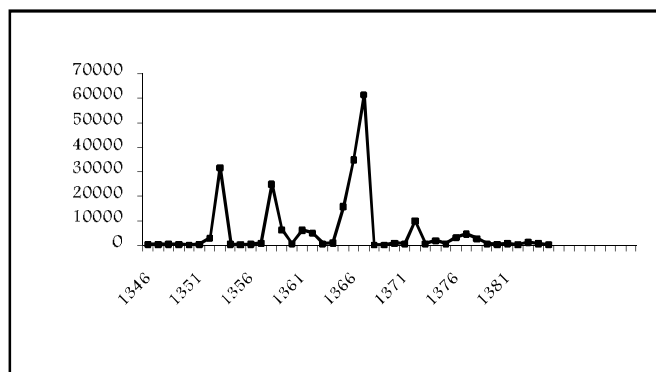
$$H_t = 10806/36 + 0/999 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (15)$$

$t: (0/034) \quad (46/93)$

$$R\text{-Squared} = 0/64$$

$$F = 25(0/000)$$

واریانس شرطی رابطه‌ی مبادله‌ی ایران که با استفاده از معادلات فوق محاسبه شده، در نمودار (۳) آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، واریانس رابطه‌ی مبادله طی این سال‌ها دچار تغییرات شدید بوده است. شروع این نوسانات از سال ۱۳۵۳ و هم‌زمان با افزایش ناگهانی قیمت جهانی نفت بوده و طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۶۹ که با وقوع جنگ تحمیلی و انواع تحریم‌های اقتصادی و در پی آن تغییرات مداوم قیمت صادرات



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۳- واریانس شرطی رابطه‌ی مبادله‌ی ایران

همراه بوده، شدت گرفته است. با آغاز دهه‌ی ۷۰ و شروع دوران سازندگی و کاهش مشکلات اقتصادی و سیاسی پیش روی کشور، روند رابطه‌ی مبادله از ثباتی نسبی برخوردار و از میزان نوسانات آن کاسته شده است. نگاهی اجمالی به روند رابطه‌ی مبادله و مقایسه‌ی آن با روند قیمت جهانی نفت نشان می‌دهد که بی‌ثباتی رابطه‌ی مبادله‌ی کشور عمدتاً ناشی از وقوع شوک‌های قیمتی در بازار نفت بوده، که با توجه به سهم بالای صادرات نفتی در کل صادرات کشور، این امر غیرقابل اجتناب است.

### ۷- تخمین الگو

اولین گام در روش ARDL، تخمین الگوی کوتاه مدت و بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت است.<sup>۱</sup> نتایج تخمین الگوی کوتاه مدت مربوط به الگوی ۶ این مطالعه به صورت زیر می‌باشد. مقدار حداکثر وقفه در این الگو ۳ انتخاب شده است.

$$\text{Ln}Y = 2/0 + 0/26 \text{Ln}Y(-1) + 0/45 \text{Ln}L + 0/24 \text{Ln}I + 0/03 \text{Ln}TT - 0/14E - 0/11D \quad (16)$$

$$t: (6/81) \quad (3/26) \quad (7/58) \quad (7/67) \quad (1/67) \quad (-2/97) \quad (-7/67)$$

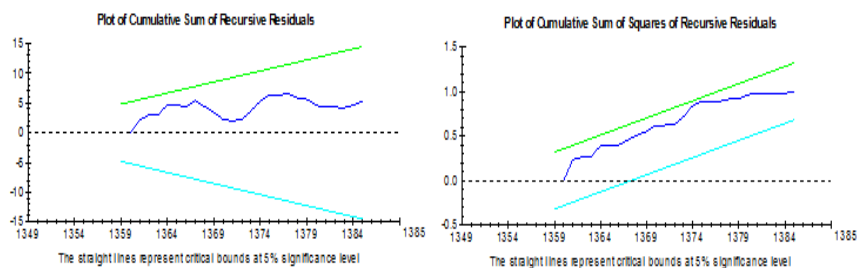
$$R\text{-Squared} = 0/99$$

$$DW\text{-statistic} = 1/42$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود در کوتاه مدت رشد نیروی کار، سرمایه‌گذاری و رابطه‌ی مبادله‌ی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد تولید ناخالص داخلی دارد، در حالی که بی‌ثباتی رابطه‌ی مبادله‌ی اثر منفی و معنی‌دار بر رشد می‌گذارد. هم‌چنین ضریب منفی و معنی‌دار متغیر مجازی نشان دهنده‌ی اثر منفی جنگ بر رشد کوتاه مدت می‌باشد. براساس آزمون‌های تشخیص که در جدول ۱ ارائه شده، در رابطه‌ی کوتاه مدت خود همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس وجود ندارد و فرم تبعی مناسب بوده و توزیع نرمال است. هم‌چنین براساس نمودار (۴)، وجود ثبات ساختاری براساس آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ قابل قبول می‌باشد.

جدول ۱- نتایج آزمون‌های تشخیص

| سطح احتمال | LM (CHSQ) | فرضیه‌ی صفر            |
|------------|-----------|------------------------|
| ۰/۱۰۶      | ۲/۶۱      | عدم خود همبستگی سریالی |
| ۰/۶۵۴      | ۰/۲       | وجود فرم تبعی مناسب    |
| ۰/۶۲۹      | ۰/۹۳      | وجود توزیع نرمال       |
| ۰/۶۳۵      | ۰/۸۱      | همسانی واریانس         |



نمودار ۴- آزمون‌های ثبات ساختاری

برای بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت در این مطالعه، از روش آزمون باند<sup>۱</sup> که توسط پسران و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۱) ارائه شده، استفاده می‌شود. براساس نتایج آزمون باند (جدول ۲)، مقدار F برای الگوی شماره‌ی ۶ برابر ۴/۶۳ می‌باشد که از مقدار حد بحرانی بالا که توسط پسران و همکاران ارائه شده است بزرگ‌تر می‌باشد. بنابراین وجود رابطه‌ی بلندمدت در الگو تأیید می‌شود.

جدول ۲- نتایج آزمون باند

| تعداد متغیرهای توضیحی | آماره‌ی F | حد بحرانی پایین | حد بحرانی بالا |
|-----------------------|-----------|-----------------|----------------|
| ۴                     | ۴/۶۳      | ۲/۸۵            | ۴/۰۴۹          |

پس از تأیید وجود رابطه‌ی بلندمدت، حال نوبت به تخمین رابطه‌ی بلندمدت می‌رسد. نتایج تخمین این رابطه در زیر ارائه شده است.

$$\text{Ln}Y = 2.7 + 0.61 \text{Ln}L + 0.32 \text{Ln}I + 0.41 \text{Ln}TT - 0.18E - 0.5TV - 0.15D \quad (17)$$

$$t: (1.03) \quad (18.22) \quad (9.5) \quad (1.81) \quad (-2.96) \quad (-7.13)$$

نتایج تخمین رابطه‌ی بلندمدت به صورت زیر قابل جمع‌بندی است:  
 - ضریب  $\text{Ln}L$  مثبت، معنی‌دار و قابل توجه می‌باشد، به طوری که یک درصد افزایش در نیروی کار فعال، سبب افزایش رشد تولید به اندازه‌ی ۰/۶۱ درصد می‌شود.  
 - ضریب  $\text{Ln}I$  مطابق انتظار، مثبت و معنی‌دار می‌باشد.

1- Bound Test.  
 2- Pesaran et al.

- ضریب  $\ln TT$ ، مثبت و بسیار کوچک و در عین حال در سطح ده درصد معنی‌دار است، به طوری که افزایش ۱ درصدی این متغیر، رشد اقتصادی را به اندازه‌ی ۰/۰۸ درصد افزایش می‌دهد.

- ضریب  $TV$  منفی و معنی‌دار می‌باشد. براساس نتایج به‌دست آمده، یک واحد افزایش در انحراف معیار رابطه‌ی مبادله، رشد اقتصادی را به میزان  $-0.118E-5$  کاهش می‌دهد. این نتیجه با نتایج مطالعات بلتمن و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۷)، گریمز<sup>۲</sup> (۲۰۰۴)، تارنوفسکی و چاتوپادیای<sup>۳</sup> (۲۰۰۳) و بلینی و گرینوی<sup>۴</sup> (۲۰۰۱) و بسیاری دیگر از مطالعاتی که در کشورهای در حال توسعه انجام گرفته است، سازگار می‌باشد. در زیرنتایج تخمین الگوی تصحیح خطا ارائه شده است. براساس مقدار تخمینی برای ضریب تصحیح خطا (۰/۷۵-)، حدود ۱/۵ دوره طول می‌کشد تا خطای ایجاد شده در یک دوره از بین برود و تعدیل به سمت بلندمدت انجام پذیرد.

$$d\ln TT = 0.114E-5 dTV + 0.11 dD - 0.75 ECM \quad (18)$$

$$d\ln Y = 2/0 + 0/45 d\ln L + 0/24 d\ln I + 0/03$$

$$t: (7/67) (7/58) (7/67) (1/67) -2/97 (-6/81) (-9/51)$$

$$R\text{-Squared} = 0.83$$

$$DW\text{-statistic} = 1/42$$

## ۸- بررسی استحکام نتایج تجربی

برای بررسی استحکام نتایج به‌دست آمده در بخش‌های پیشین، در این قسمت با افزودن متغیرهای جدید به الگوی شماره‌ی ۶، یک بار دیگر رابطه‌ی بلندمدت بین بی‌ثباتی رابطه‌ی مبادله و رشد اقتصادی مورد تحلیل تجربی قرار می‌گیرد. برای انتخاب این متغیرها سه عامل زیر مورد توجه بوده است:

- مطالعات تجربی موجود در زمینه‌ی رشد اقتصادی

- ساختار اقتصادی ایران

- دسترسی به داده‌های آماری متغیرها

با در نظر گرفتن سه عامل فوق متغیرهای زیر انتخاب شده‌اند:

-  $Op$ : درجه‌ی باز بودن تجاری که برای اندازه‌گیری آن از نسبت حجم تجارت خارجی به  $GDP$  استفاده شده است.

1-Blattman et al.

2- Grims.

3-Turnovsky & Chattopadhyay.

4- Bleany & Greenway.



- H: سرمایه‌ی انسانی که برای اندازه‌گیری آن از نسبت ثابت نام‌کنندگان در دوره‌ی متوسطه به کل جمعیت استفاده شده است.

- G: نسبت مخارج دولت به GDP.

- Inf: تورم یا نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده به قیمت پایه‌ی ۱۳۷۶.

- DR: متغیر مجازی انقلاب که مقدار آن برای سال ۱۳۵۹ برابر یک و برای سایر سال‌ها برابر صفر است.

نتایج آزمون باند با در نظر گرفتن هریک از این متغیرها، وجود رابطه‌ی بلندمدت را تأیید می‌کند. نتایج این آزمون و نتایج تخمین روابط بلندمدت در جدول ۳ گزارش شده است.

جدول ۳- نتایج آزمون باند و تخمین روابط بلندمدت بخش استحکام نتایج

|                           | ۱۹                  | ۲۰                  | ۲۱                  | ۲۲                  | ۲۳                  |
|---------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| F <sup>۱</sup> آزمون باند | ۴/۸۶                | ۴/۲۱                | ۴/۵۳                | ۴/۱۹                | ۴/۴۴                |
| عرض ازمبدا                | ۲/۷۱<br>(۹/۹۸)      | ۲/۷۱<br>(۸/۳۵)      | ۳/۸۷<br>(۷/۲۶)      | ۲/۷۲<br>(۷/۲۶)      | ۲/۷۲<br>(۸/۶۹)      |
| LnL                       | ۰/۶۷<br>(۱۶/۶۵)     | ۰/۶۱<br>(۱۲/۶)      | ۰/۴۹<br>(۷/۹۸)      | ۰/۵۹<br>(۷/۹۸)      | ۰/۵۲<br>(۱۰/۱۱)     |
| LnI                       | ۰/۳۰<br>(۸/۳۲)      | ۰/۳۲<br>(۹/۲)       | ۰/۲۷<br>(۷/۷)       | ۰/۳۴<br>(۷/۷)       | ۰/۴۵<br>(۸/۸۲)      |
| LnTT                      | ۰/۰۰۹<br>(۰/۳۳)     | ۰/۰۴<br>(۱/۷۲)      | ۰/۱۷<br>(۳/۱)       | ۰/۰۳<br>(۳/۱)       | ۰/۰۵<br>(۱/۹۱)      |
| TV                        | -۰/۱۷E-۵<br>(-۲/۶۴) | -۰/۱۸E-۵<br>(-۲/۷۶) | -۰/۱۶E-۵<br>(-۲/۷۵) | -۰/۱۸E-۵<br>(-۲/۷۵) | -۰/۱۶E-۵<br>(-۳/۰۵) |
| D                         | -۰/۱۲۵<br>(-۴/۱۷۵)  | -۰/۱۵<br>(-۶/۰۱)    | -۰/۱۶<br>(-۷/۵۴)    | ۰-۱۴<br>(-۷/۳۹)     | -۰/۱۲<br>(-۵/۸۱)    |
| Op                        | ۰/۰۰۴<br>(۲/۶۴)     | -                   | -                   | -                   | -                   |
| H                         | -                   | ۰/۷۹E-۳<br>(۰/۰۸۴)  | -                   | -                   | -                   |
| G                         | -                   | -                   | -۰/۰۱۳<br>(-۲/۲۱)   | -                   | -                   |
| Inf                       | -                   | -                   | -                   | -۰/۰۰۱<br>(-۱/۲۵)   | -                   |
| DR                        | -                   | -                   | -                   | -                   | -۰/۰۴<br>(-۰/۹۵)    |

۱- مقدار حد بحرانی بالا در سطح ۹۰ درصد و برای  $k=5$  برابر ۳/۳۶۷ می‌باشد.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، در تمامی تخمین‌ها ضریب TV منفی و معنی‌دار می‌باشد، بنابراین نتایج به‌دست آمده، نتیجه‌گیری‌های قبلی در مورد اثر منفی نوسانات رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی ایران را تأیید می‌کند. سایر نتایج به‌دست آمده به صورت زیر قابل جمع‌بندی هستند:

- ضریب  $LnL$  در تمامی تخمین‌ها مثبت و معنی‌دار است.
- ضریب  $LnI$  در تمامی تخمین‌ها مثبت و معنی‌دار می‌باشد.
- ضریب  $LnTT$  در تخمین‌ها مثبت و معنی‌دار می‌باشد. ولی در الگوی ۱۹ با وجود مثبت بودن، معنی‌دار نیست. با توجه به این‌که اثر رابطه‌ی مبادله بر رشد از طریق تغییر درآمدهای صادراتی انجام می‌پذیرد، بنابراین چنین می‌توان نتیجه گرفت که در این تخمین‌ها بخشی از اثر رابطه‌ی مبادله بر رشد در درون اثر تجارت خارجی بر رشد نهفته است.
- ضریب  $D$  در تمامی تخمین‌ها، منفی و معنی‌دار می‌باشد، که نشان دهنده‌ی اثر منفی جنگ بر رشد اقتصادی کشور است.
- $Op$  تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی دارد و این تأثیر با توجه به نقش صادرات نفت در کشور قابل پیش‌بینی است.
- ضریب  $H$  با وجود این‌که مثبت می‌باشد، معنی‌دار نیست.
- ضریب مخارج دولت منفی و معنی‌دار می‌باشد. علت منفی بودن ضریب این متغیر می‌تواند ناشی از ترکیب مخارج دولت باشد، چرا که بخش بزرگی از مخارج دولت ایران را هزینه‌های جاری تشکیل می‌دهد و سهم مخارج عمرانی به صورت نسبی پایین‌تر است.
- ضریب تورم مطابق انتظار، منفی و در سطح ۷۵ درصد معنی‌دار می‌باشد.
- ضریب متغیر مجازی انقلاب با وجود این‌که منفی است، ولی معنی‌دار نمی‌باشد.

## ۹- نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بی‌ثباتی در روند رابطه‌ی مبادله منجر به تنزل رشد اقتصادی ایران طی دوره‌ی ۱۳۴۶-۱۳۸۵ شده است. در بلندمدت از طریق کانال‌های سیاستی زیر می‌توان با این اثر منفی مقابله کرد:

- ۱- کاهش بی‌ثباتی رابطه‌ی مبادله

ایران به‌عنوان صادرکننده‌ی تک محصولی مواد نفتی، همواره در معرض بی‌ثباتی‌های ناشی از شوک‌های برون‌زای قیمت نفت بوده و آسیب‌های اقتصادی فراوانی را از این منبع متحمل شده است. در این راستا، بهترین راه کاهش بی‌ثباتی رابطه‌ی مبادله، افزایش تنوع صادراتی و توسعه‌ی صادرات غیرنفتی براساس مزیت‌های نسبی و در نتیجه کاهش سهم نفت در سبد صادرات کل کشور می‌باشد. علاوه بر این بایستی سایر عوامل مؤثر بر بی‌ثباتی رابطه‌ی مبادله شناسایی و مهار شود.

#### ۲- تضعیف اثر بی‌ثباتی رابطه‌ی مبادله بر بدنه‌ی اقتصاد کشور

حتی با وجود تنوع صادراتی، در برخی موارد بی‌ثباتی رابطه‌ی مبادله غیرقابل اجتناب بوده و حتی کشورهای صنعتی را نیز دچار مشکل می‌کند، بنابراین با مدیریت صحیح باید این نوسانات را به گونه‌ای هدایت کرد که کم‌ترین آسیب را به بدنه‌ی اقتصاد وارد کند. یکی از راه‌های مدیریت ریسک ناشی از بی‌ثباتی رابطه‌ی مبادله، نهادینه کردن صندوق ذخیره‌ی ارزی و استفاده‌ی مناسب از منابع این صندوق است. این صندوق به‌عنوان یک تثبیت‌کننده‌ی خودکار، از ورود مستقیم درآمدهای نفتی و آسیب‌پذیری اقتصاد در مقابل شوک‌های برون‌زا جلوگیری می‌کند.

#### ۳- اجرای سیاست‌های پولی و مالی مناسب

دولت با اعمال سیاست‌های پولی و مالی مناسب و با ثبات، می‌تواند اثرات منفی رابطه‌ی مبادله را به حداقل برساند.

### ۱۰- فهرست منابع

- ۱- اندرس، والتر (۱۳۸۶)، *اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی*، ترجمه‌ی مهدی صادقی و سعید شوال پور، تهران، دانشگاه امام صادق (ع).
- ۲- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش‌های اقتصادی و ترازنامه‌ی بانک مرکزی، سال‌های مختلف (۱۳۳۸-۱۳۸۲).
- ۳- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره‌ی بررسی‌های اقتصادی، حساب‌های ملی ایران، سال‌های مختلف.
- ۴- رحیمی بروجردی، علی رضا (۱۳۷۴)، *روابط تجاری بین‌المللی معاصر: تئوری‌ها و سیاست‌ها*، مرکز انتشارات علمی دانشگاه آزاد اسلامی، تهران.
- 5- Basu, P. and D. McLeod (1991), Terms of Trade Fluctuations and Economic Growth in Developing Economies, *Journal of Development Economics*, Vol 37, pp. 89-110.

- 6- -Blattman, C., Hwang, J., & Williamson, J. (2007), Winners and Losers in the Commodity Lottery: The Impact of *Terms of Trade Growth* and Volatility in the Periphery 1870–1939, *Journal of Development Economics*, Volume 82, Issue 1, pp. 156-179.
- 7- -Bleaney, M. and Greenway, D. (2001), The Impact of Terms of Trade and Real Exchange Rate Volatility on Investment and Growth in Sub-Saharan Africa, *Journal of Development Economics*, Vol. **65**, pp. 491–500.
- 8- -Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31, 307.
- 9- -Dehn, J. (2000), Commodity Price Uncertainty and Shocks: Implications for Economic Growth, *The Centre for the Study of African Economies*, Working paper Series, (120)
- 10- -Dixit, A. and Pindyck, R. (1994), *Investment under Uncertainty*, Princeton University Press, Princeton, N.J.
- 11- Edstrom, Jerker and H. W. Singer (1993), The Impact of Trends and Volatility in Terms of Trade on GNP Growth,” in Machiio Nissanke and Adrian Hewitt (Eds.), *Economic Crisis in Developing Countries - New Perspectives on Commodities, Trade and Finance* (London: Printer Publishers, 1993). pp. 23-45.
- 12- -Eichengreen, B. (1996), *Globalizing Capital: a History of the International Monetary System*, Princeton University Press, Princeton.
- 13- -Engle R. F., (1982), Autoregressive Conditional Heteroskedasticity With Estimates of the Variance of U. K. in Ation, *Econometrica*, 50, 987.
- 14- -Hartman, R. (1972), The Effects of Price and Cost Uncertainty on Investment, *Journal of Economic Theory*, 5, pp. 258-266
- 15- -Hock Tsen Wong. (2009), Terms of Trade and Economic Growth in Japan and Korea: an empirical analysis. *Empirical Economics*. <http://www.springerlink.com/content/xh84v327k7675482/>.
- 16- -Grimes, Arthur (2004), A Smooth Ride: Terms of Trade, Volatility and GDP Growth, *Journal of Asian Economics*, Vol. 17 ,pp. 583–600
- 17- -Pindyck, Robert (1991), Irreversibility, Uncertainty and Investment,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 29, No. 3 (September 1991). pp. 1110-1148.
- 18- Ramey, G. and V.A. Ramey (1995), Cross-country Evidence on the Link Between Volatility and Growth,. *NBER Working Paper 4959*, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass.
- 19- McDonald, R. Siegel, D. (1986), ‘The Value of Waiting to Invest’, *Quarterly Journal of Economics*, 101(4), pp. 707-727
- 20- Mendoza, E. (1997), Terms-of-Trade Uncertainty and Economic Growth, *Journal of Development Economics*, Vol. 54, pp.323–356.
- 21- Lutz, Matthias (1994), The Effects of Volatility in the Terms of Trade on Output Growth: New Evidence, *World Development*, Volume 22, Issue 12, December 1994, Pages 1959-1975.
- 22- Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.J., (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, Vol 16, pp.289-326.

- 23- Turnovsky, S. J., & Chattopadhyay, P. (2003), Volatility and Growth in Developing Economies: Some Numerical Results and Empirical Evidence, *Journal of International Economics*, Vol.59, pp.267-295.
- 24- Wong, K. (2007), The Effect of Uncertainty on Investment Timing in a Real Options Model, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31, pp. 2152-2167
- 25- *World Bank*(1999), Managing Terms of Trade Volatility, Prem Notes, Number1
- 26- Wyatt, Kelly(2007), The Impact of Terms of Trade Volatility on Economic Growth and Investment in Australia, *Prepared for the National Honours Colloquium*, University of New South Wales, 17<sup>th</sup> August 2007