

مقایسه‌ی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر تولید در
کشورهای در حال توسعه‌ی منتخب با نظام‌های ارزی
مختلف: یک رهیافت همجمعی با داده‌های پانل (1981-2004)

دکتر محمد علی قطمیری و رضا شرافتیان جهرمی*

تاریخ وصول: 85/8/30 تاریخ پذیرش: 86/1/31

چکیده:

هدف اصلی از این مقاله بررسی اثر تغییرات نرخ ارز مؤثر اسمی بر تولید ناخالص داخلی حقیقی در کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت و کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور در بلندمدت است. به این منظور دو گروه از کشورها، شامل شش کشور دارای نظام نرخ ارز ثابت و شش کشور دارای نظام نرخ ارز شناور در نظر گرفته شده است. بررسی با استفاده از داده‌های پانل دوره‌ی 1981-2004 انجام شده است. با توجه به نتایج آزمون ایستایی ایم، پسران و شین و عدم ایستایی متغیرها در سطح، در هر دو گروه از کشورها، برای بررسی وجود یا عدم وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها، آزمون همجمعی پدرونی به کار گرفته شده است. نتایج این آزمون وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها در هر دو گروه از کشورها را تأیید کرد. بر اساس نتایج آزمون هاسمن، روش اثرات تصادفی برای داده‌های پانل در برآورد مدل در هر دو گروه از کشورها استفاده شد. برآورد مدل، اثر مثبت کاهش ارزش پول بر تولید را در کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت تأیید کرد. اما در کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور رابطه‌ی بین نرخ ارز و سطح تولید، از لحاظ آماری معنی‌دار نبود. نتایج تحقیق نشان داد که کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت، باید در کنار سایر سیاست‌های کلان، از سیاست‌های ارزی نیز برای دستیابی به اهداف کلان اقتصادی از جمله افزایش تولید و اشتغال استفاده کنند.

طبقه بندی JEL: C13, C01, F41, F31

واژه‌های کلیدی: نرخ ارز مؤثر اسمی، داده‌های پانل، آزمون همجمعی پدرونی

* به ترتیب، دانشیار و کارشناس ارشد علوم اقتصادی - دانشگاه شیراز

(maghetmiri@gmail.com)

۱- مقدمه

افزایش سطح تولید ملی از جمله اهداف مهم کشورهای مختلف و به ویژه کشورهای در حال توسعه است. افزایش تولید زمینه ساز دستیابی به اهداف توسعه و شکوفایی اقتصادی در هر کشور است. بنابراین، مشخص کردن عوامل مؤثر بر تغییرات تولید ناخالص داخلی و ارتباط آن با دیگر متغیرهای اقتصادی لازم است. نرخ ارز هر کشور از متغیرهای مهم اقتصادی در این زمینه است. نرخ ارز از عوامل متعدد اقتصادی و غیر اقتصادی اثر می‌پذیرد و بر عوامل متعدد اقتصادی، همچون صادرات، واردات، سرمایه‌گذاری، رشد و اشتغال اثر می‌گذارد. تاکنون مطالعاتی در ارتباط با اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر میزان صادرات، واردات و یا سرمایه‌گذاری و تولید در کشور و خارج از آن انجام شده است. اما تاکنون به طور تجربی اثر کاهش ارزش پول بر تولید ناخالص داخلی در کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت و کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور بررسی نشده است. به این منظور در این تحقیق دو گروه از کشورها برای مقایسه‌ی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر تولید در نظر گرفته شده است. گروه اول، برخی از کشورهای دارای نظام ارز ثابت مانند مالزی، ونزوئلا، مالت، لسوتو، مغرب و چین و گروه دوم برخی از کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور مانند شیلی، پاکستان، پاراگوئه، فیلیپین، آفریقای جنوبی و ترینیداد و توباگو است (صندوق بین‌المللی پول، سال‌های مختلف). نقطه‌ی مشترک این کشورها، در حال توسعه بودن، کاهش و یا افزایش ارزش پول آنها طی دوره‌ی مورد بررسی است.

۲- مبانی نظری

چگونگی اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری و تولید ناخالص داخلی با استفاده از کشش‌های صادرات و واردات قابل بررسی است. در این روش طبق شرط مارشال و لرنر^۱ در صورت بزرگتر از یک بودن مجموع کشش‌های صادرات و واردات، کاهش ارزش پول دارای اثر مثبت بر تراز تجاری کشور است. به عبارتی دیگر، با اعمال سیاست کاهش ارزش پول، تراز تجاری و به تبع آن تولید ناخالص داخلی بهبود می‌یابد. در صورت کوچکتر از یک بودن مجموع این کشش‌ها، می‌توان با اعمال سیاست افزایش ارزش پول تراز تجاری را بهتر کرد. به این

^۱ Marshall-Lerner Condition

ترتیب، در این شیوه اثر کاهش ارزش پول بر تراز تجاری به میزان کشش‌های صادرات و واردات وابسته است.

بررسی اثر کاهش ارزش پول بر تراز تجاری با استفاده از روش جذب که در ادامه توضیح داده می‌شود، نیز قابل بررسی است. در این تحقیق از این روش استفاده شده است.

می‌دانیم تولید ناخالص داخلی در یک اقتصاد باز از رابطه‌ی زیر قابل محاسبه است.

$$Y = C + I + G + X - M \quad (1)$$

در رابطه‌ی فوق Y نشانگر تولید ناخالص داخلی، C مخارج مصرفی، I مخارج سرمایه‌گذاری خصوصی، G مخارج دولتی، X صادرات و M واردات است. $X - M$ در رابطه‌ی فوق تراز تجاری است و با علامت B نشان داده می‌شود.

با به وجود آوردن تغییراتی در رابطه‌ی (1) می‌توان آن را به صورت رابطه‌ی زیر نوشت.

$$X - M = Y - (C + I + G) \quad (2)$$

$$B = Y - A \quad (3)$$

متغیرهای $C + I + G$ که با متغیر A نشان می‌دهیم مؤلفه‌های هزینه بوده و جذب² نامیده می‌شود.

بر اساس رابطه‌ی فوق، در صورتی که تولید ناخالص داخلی بیش از جذب داخلی باشد، تراز تجاری دارای مازاد است. در شرایطی که جذب داخلی بیش از تولید ناخالص داخلی باشد، تراز تجاری در کسری است. مطابق با رابطه‌ی (3) در صورت برابر بودن میزان جذب و تولید ناخالص داخلی، تراز تجاری در تعادل است. تغییرات در تراز تجاری با استفاده از دیفرانسیل‌گیری طرفین معادله (3) به صورت زیر است.

$$dB = dY - dA \quad (4)$$

² Absorption

بر اساس رابطه‌ی فوق، دو سیاست جابه‌جایی مخارج^۳ و کاهش هزینه^۴ برتر از تجارت اثر گذار است. سیاست‌های جابه‌جایی مخارج سیاست‌های جانشینی کالاهای خارجی به جای کالاهای داخلی و یا برعکس است. سیاست‌های کاهش یا افزایش ارزش پول و یا سیاست‌های ایجاد کننده‌ی محدودیت در واردات و یا صادرات، جزء این دسته از سیاست‌ها است. سیاست‌های کاهش هزینه، سیاست‌های اثر گذار بر هزینه‌ها است. سیاست‌های پولی و مالی جزئی از این گروه سیاست‌ها است (سودرستن و رید،^۵ ۱۹۹۴، ص ۶۲۰). چگونگی اثرگذاری کاهش ارزش پول بر تولید به توانایی در ایجاد تغییر در ترکیب مخارج وابسته است. در حالت عدم اشتغال کامل منابع، و کاهش ارزش پول، چنانچه مخارج از کالاهای خارجی به کالاهای داخلی تغییر کند، تغییر در ترکیب مخارج سبب افزایش تولید می‌گردد (ادواردز،^۶ ۱۳۷۳). با توجه به مطالب فوق، در این بخش نیز برای اثرگذاری کاهش ارزش پول بر تولید به طور کامل، مشخص نیست.

روش دیگر اثر کاهش ارزش پول بر تراز تجاری روش پولی است. در این روش، کاهش ارزش پول هیچ اثری بر تولید و اشتغال چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت نخواهد داشت. در روش دیگر، اثر انقباضی کاهش ارزش پول بر طرف تقاضا و عرضه‌ی اقتصاد بررسی می‌شود. برخی از عوامل کاهش دهنده‌ی تقاضای کل در اثر کاهش ارزش پول، به شرح زیر است.

۱- توزیع مجدد درآمد به بخش‌هایی از اقتصاد با میل نهایی به پس‌انداز بالاتر است. کاهش ارزش پول افزایش سود حاصل از صادرات و صنایع تولید کننده‌ی کالاهای رقیب کالاهای وارداتی را در پی دارد. از طرفی دیگر، با کاهش ارزش پول، سطح قیمت‌ها افزایش و دستمزد حقیقی کاهش می‌یابد. با فرض بیشتر بودن میل نهایی به پس‌انداز افراد دریافت کننده‌ی سود از افرادی که دستمزد آنها کاهش یافته، مصرف جامعه کاهش می‌یابد. همچنین، در این حالت توزیع مجدد درآمد بین بخش‌های تولیدی مختلف نیز به وجود آمده، که تشخیص

^۳ Expenditure switching policies

^۴ Expenditure reducing policies

^۵ Sodersten and Reed

^۶ Edwards

چگونگی اثرگذاری آن بر متغیرهای اقتصادی مشکل است (کروگمن و تیلور،⁷ 1978، ص 446 و سودرستن و رید، 1994، ص 622).

2- کاهش در سرمایه‌گذاری از دیگر عوامل موثر بر تقاضا متأثر از تغییرات نرخ ارز و کاهش ارزش پول داخلی است. در اغلب کشورهای در حال توسعه سرمایه‌گذاری داخلی به شدت وابسته به واردات کالاهای سرمایه‌ای است تا پس از تلفیق با سرمایه و منابع داخلی مورد بهره‌برداری قرار گیرد. در چنین شرایطی، با کاهش نرخ ارز و کاهش ارزش پول داخلی هزینه‌ی واردات افزایش می‌یابد و در صورت کاهش واردات کالاهای سرمایه‌ای، سرمایه‌گذاری داخلی کاهش و در پی آن، تقاضای کل نیز کاهش می‌یابد.

3- اغلب کشورهای در حال توسعه دارای بدهی‌های خارجی گسترده به دلیل دریافت وام‌های خارجی هستند. کاهش ارزش پول در این کشورها، افزایش بدهی آنها بر حسب پول داخلی را در پی داشته است. گسترش فشار این بدهی‌ها از بین رفتن منابع لازم در تولید و کاهش تولید ناخالص داخلی را در پی داشته است (بهمنی اسکویی و میتزا،⁸ 2006، ص 50).

4- اعمال سیاست کاهش ارزش پول، افزایش سطح قیمت‌ها را در پی داشته است. حال چنانچه افراد جامعه متمایل به ثابت نگه داشتن میزان نگهداری پول به طور واقعی باشند، میزان پس‌انداز خود را افزایش می‌دهند و در نتیجه تقاضای کل کاهش می‌یابد. این مورد مربوط به کوتاه‌مدت و در شرایط ثبات عرضه‌ی پول به وجود می‌آید؛ زیرا با عدم ثبات عرضه‌ی پول و افزایش آن توسط بانک مرکزی، نرخ بهره ثابت خواهد بود. در چنین شرایطی تغییرات مطرح شده روی نخواهد داد (سودرستن و رید، 1994، صص 622-623).

5- کاهش ارزش پول در شرایط ثبات حجم واردات، افزایش ارزش واردات بر حسب پول داخلی را در پی خواهد داشت. این افزایش ارزش واردات در وضعیت وضع مالیات بر ارزش کالاها توسط دولت، موجب افزایش درآمد حاصل از مالیات بر ارزش کالاها و افزایش درآمد دولت می‌شود. در چنین شرایطی، درآمد از بخش خصوصی به سمت بخش دولتی منتقل می‌گردد. تأثیر این انتقال بستگی به تمایل نهایی دولت برای مصرف درآمدهای مالیاتی ناشی از کاهش ارزش پول خواهد

⁷ Krugman and Taylor

⁸ Bahmani-Oskooee and Miteza

داشت. هر چه میل نهایی دولت به پس انداز بیشتر باشد اقتصاد تأثیر کمتری را در نتیجه افزایش مالیات تجربه خواهد نمود (کروگمن و تیلور، ۱۹۷۸، ص ۴۴۶). کاهش ارزش پول داخلی از طریق تأثیر بر عوامل تولید بر عرضه‌ی کل اثرگذار است. تغییرات نرخ ارز بر عوامل تولید مانند مواد اولیه، سرمایه و نیروی کار اثرگذار است. افزایش قیمت از نتایج کاهش ارزش پول است. همچنین، افزایش در سطح قیمت‌ها باعث افزایش تقاضای دستمزد نیروی کار به عنوان دیگر عامل تولید است. در چنین شرایطی، هزینه‌های تولید افزایش و عرضه‌ی کل کاهش می‌یابد. از سوی دیگر کاهش ارزش پول، افزایش تقاضای پول و در نتیجه افزایش نرخ بهره را در پی دارد. با افزایش نرخ بهره، هزینه‌ی استفاده از سرمایه افزایش می‌یابد. در چنین شرایطی، انگیزه‌ی تولیدکنندگان برای تولید و عرضه‌ی کل کاهش می‌یابد (بهمنی اسکویی و میتزا، ۲۰۰۶، ص ۵۱ و سلیمانو،^۹ ۱۹۸۶، ص ۱۳۶).

۳- بررسی مطالعات انجام شده

مطالعات داخل و خارج از کشور در زمینه‌ی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر تولید، نتیجه‌ی واحد و مشخصی را به دست نمی‌دهد. چگونگی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر تولید مورد توجه بسیاری از محققان بوده است. به طور کلی، با توجه به روش انجام مطالعه، این مطالعات به چهار روش مقایسه‌ای قبل و بعد از اعمال سیاست کاهش ارزش پول،^{۱۰} روش مقایسه بین کشورهای مواجه با کاهش ارزش پول همراه با گروه کنترل^{۱۱} روش شبیه‌سازی^{۱۲} و روش اقتصادسنجی^{۱۳} قابل تقسیم است. دیاز الجاندرو^{۱۴} (۱۹۶۵) با استفاده از روش مقایسه‌ی قبل و بعد از اعمال سیاست کاهش ارزش پول، وجود اثرات انقباضی کاهش ارزش پول بر تولید را نتیجه گرفت. مهمترین ایراد این روش در عدم وجود فرض ثبات سایر شرایط^{۱۵} است. به این دلیل دونووان^{۱۶} (۱۹۸۱) و ادواردز^{۱۷} (۱۹۸۹) از روش مقایسه‌ی کشورهای مواجه

^۹ Solimano

^{۱۰} 'Before-after' approach

^{۱۱} 'With-without' or 'control-group' approach

^{۱۲} 'Macro-simulation' approach

^{۱۳} 'Econometric' approach

^{۱۴} Diaz-Alejandro

^{۱۵} Ceteris paribus

^{۱۶} Donovan

^{۱۷} Edwards

با کاهش ارزش پول برای بررسی اثر تغییرات نرخ ارز بر تولید استفاده کردند. کروگمن و تیلور (1978)، هانسون¹⁸ (1983)، اسلام¹⁹ (1984)، ون‌ویجنبرگن²⁰ (1986)، سلیمانو²¹ (1986)، باربون و ریورا- باتیز²² (1987) و گیلفسن و رادتزکی²³ (1991) از روش شبیه سازی استفاده کردند. پس از آن روش‌های اقتصادسنجی به دلیل تنوع و اعتبار بیشتر نتایج، جایگزین دیگر روش‌ها شد. ادواردز (1986)، مرلی²⁴ (1992) و کمین و کلا²⁵ (1998) با استفاده از روش‌های سنتی اقتصادسنجی نتایج متفاوتی به دست آوردند. در روش‌های جدید اقتصادسنجی، ابتدا چگونگی ایستایی متغیرها و وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها بررسی می‌شود. بهمنی اسکویی و ری²⁶ (1997)، بهمنی اسکویی (1998)، آپادیا²⁷ (1999)، چو و چاو²⁸ (2001)، بهمنی اسکویی و همکاران (2002)، کریستوپولس²⁹ (2004)، بهمنی اسکویی و میتزا (2006) و ختایی و غربالی مقدم (1383) از روش‌های جدید اقتصاد سنجی برای بررسی اثر تغییرات نرخ ارز بر تولید استفاده کرده‌اند. بررسی مطالعات انجام شده‌ی این محققان نشان دهنده‌ی وجود نتایج متفاوت اثر تغییرات نرخ ارز بر تولید ناخالص داخلی است، به طوری که در این مطالعات اثر مثبت (انبساطی) و اثر منفی (انقباضی) کاهش ارزش پول بر تولید ناخالص داخلی نتیجه گرفته شده است. وجود تفاوت بین نتایج این مطالعات در روش‌های برآورد، متغیرهای استفاده شده در مدل، دوره‌ی زمانی بررسی و کشور یا کشورهای در نظر گرفته شده در هر تحقیق است. خلاصه‌ی مطالعات انجام شده در این زمینه در جدول (1) نشان داده شده است.

¹⁸ Hanson¹⁹ Islam²⁰ Van Wijnbergen²¹ Solimano²² Barbone and Rivera-Batiz²³ Gylfason and Radetzki²⁴ Morley²⁵ Kamin and Klau²⁶ Bahmani-Oskooee and Rhee²⁷ Upadhyaya²⁸ Chou and Chao²⁹ Christopoulos

جدول ۱: خلاصه‌ی مطالعات انجام شده در داخل و خارج

نام محقق یا محققین	نام کشور یا کشورها	روش برآورد	دوره زمانی	نتیجه
دیاز الجاندرو	آرژانتین	شیوه‌ی مقایسه‌ای	1955-1961	اثر انقباضی
دونووان	12 کشور در حال توسعه	گروه کنترل	1970-1976	متفاوت
ادواردز	12 کشور در حال توسعه	گروه کنترل	1962-1982	متفاوت
کروگمن و تیلور	----	شیوه‌ی شبیه‌سازی	----	اثر انقباضی
هانسون	----	شیوه‌ی شبیه‌سازی	----	اثر انقباضی
اسلام	----	شیوه‌ی شبیه‌سازی	----	اثر انقباضی
سلیمانو	----	شیوه‌ی شبیه‌سازی	----	اثر انقباضی
ون‌ویجنبرگن	----	شیوه‌ی شبیه‌سازی	----	اثر انقباضی
باربون و ریورا- باتیز	جامائیکا	شیوه‌ی شبیه‌سازی	1980	اثر انقباضی
گیلفسن و ردتزکی	----	شیوه‌ی شبیه‌سازی	----	اثر انقباضی
ادواردز	12 کشور در حال توسعه	شیوه‌ی اقتصادسنجی	1965-1980	متفاوت
مرلی	26 کشور در حال توسعه	شیوه‌ی اقتصادسنجی	1974-1984	اثر انقباضی
کمین و کلا	کشور در حال توسعه	شیوه‌ی اقتصادسنجی	1970-1996	متفاوت
ختایی و غربالی مقدم	ایران	شیوه‌ی اقتصادسنجی	1338-1379	اثر انقباضی
بهمنی اسکویی و ری	کره	شیوه‌ی اقتصادسنجی	1971-1994	متفاوت
بهمنی اسکویی	23 کشور کمتر توسعه یافته	شیوه‌ی اقتصادسنجی	1973-1988	متفاوت
آبادیایا	شش کشور آسیایی	شیوه‌ی اقتصادسنجی	1963-1993	متفاوت
چو و چاو	پنج کشور آسیایی	شیوه‌ی اقتصادسنجی	1966-1998	متفاوت
بهمنی اسکویی، چامسینگ‌ف و کندیل	پنج کشور آسیایی	شیوه‌ی اقتصادسنجی	1976-1999	متفاوت
کریستوپولس	11 کشور آسیایی	شیوه‌ی اقتصادسنجی	1968-1999	متفاوت
بهمنی اسکویی و میتزا	42 کشور، شامل 18 کشور عضو OECD عضو و 24 کشور غیر عضو OECD	شیوه‌ی اقتصادسنجی	1988-1997	متفاوت

ماخذ: جمع‌بندی محققان

4- معرفی مدل و داده‌ها

4-1- معرفی مدل

در علم اقتصاد سیاست‌های پولی و مالی در کنار سیاست‌های ارزی دارای جایگاه ویژه‌ای است. این سیاست‌ها بر تولید دارای اثرات زیادی است. بر اساس مدل ماندل - فلمینگ،³⁰ اثر سیاست‌های پولی و مالی در نظام‌های مختلف ارزی قابل بررسی است. تعادل عرضه و تقاضای پول در بازار پول مطابق با رابطه‌ی زیر برقرار است.

$$\frac{M_s}{p} = L(i, y) \quad (5)$$

³⁰ Mundell-Fleming

در رابطه‌ی فوق M_s نشانگر عرضه‌ی پول p سطح عمومی قیمت‌ها، i نرخ بهره و y درآمد است. در مدل ماندل - فلمینگ و در یک کشور دارای نظام نرخ ارز ثابت سیاست‌های پولی به دلیل ثابت بودن نرخ ارز، نسبت به یک نظام نرخ ارز شناور از اثرگذاری کمتری برخوردار است (منکیو،³¹ 2000، ص 329). در بازار کالا نیز سیاست‌های ارزی مطابق رابطه‌ی زیر بر تولید اثرگذار است.

$$Y = A(i, y) + X - M \quad (6)$$

در رابطه‌ی فوق، x نشانگر میزان صادرات و m واردات است. مطابق با این رابطه، تغییرات نرخ ارز بر خالص صادرات و سیاست‌های مالی بر میزان جذب اثرگذار است. بر اساس مدل ماندل فلمینگ، سیاست‌های مالی در نظام نرخ ارز ثابت اثرگذاری بیشتری نسبت به نظام نرخ ارز شناور دارد.

برای بررسی ارتباط بین نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی در این تحقیق از تلفیق روش جذب و روش پولی استفاده شده است. این روش با بهره‌گیری از مدل بهمنی اسکویی و میتزا (2006) مطابق با رابطه‌ی (7) برای بررسی تجربی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر تولید استفاده شده است.

$$LGDP_{it} = a_0 + a_1 LNEER_{it} + a_2 LGOVEXP_{it} + a_3 LM2_{it} + U_{it} \quad (7)$$

در رابطه‌ی فوق، اندیس i نشانگر کشورهای مختلف ($i=1, 2, \dots, 6$) است. با توجه به این که در هر گروه از نظام‌های ارزی شش کشور وجود دارد، مقدار برای هر متغیر از یک تا شش است. اندیس t مشخص کننده‌ی زمان برای هر متغیر ($t=1981, 1982, \dots, 2004$) است. از فرم لگاریتمی متغیرها برای برآورد الگو استفاده شده است.

4-2- معرفی متغیرها

در این تحقیق از سه شاخص تولید ناخالص داخلی، مخارج دولتی و حجم گسترده‌ی پول استفاده شده است. برای محاسبه‌ی این شاخص‌ها ابتدا با استفاده از آمار در دسترس، مقدار هر متغیر برای کلیه‌ی کشورهای مورد مطالعه به قیمت ثابت سال 2000 بر حسب پول داخلی آن کشور محاسبه شده است. سپس با در

³¹ Mankiw

نظر گرفتن آمار سال ۲۰۰۰ به عنوان سال پایه و نسبت دادن عدد ۱۰۰ به آن، هر سه متغیر به شاخص تبدیل شده است. بر این اساس، در این تحقیق $LGDP$ نشانگر لگاریتم شاخص تولید ناخالص داخلی، $LGOVEXP$ لگاریتم طبیعی شاخص حقیقی مخارج دولت، LM_2 لگاریتم طبیعی شاخص حجم گسترده‌ی پول (نقدینگی حقیقی) و $LNEER$ لگاریتم طبیعی نرخ ارز موثر اسمی است.

به این دلیل که ارزش پول یک کشور در برابر ارزش پول سایر کشورها متغیر است و امکان کاهش آن در برابر ارزش پول یک کشور خارجی و افزایش آن در برابر ارزش پول کشور دیگر وجود دارد، از متغیر نرخ ارز موثر اسمی استفاده شده است. با استفاده از این متغیر، خالص تغییرات ارزشی پول داخلی نسبت به سایر کشورها نشان داده می‌شود. همچنین، دلیل استفاده از فرم اسمی متغیر نرخ ارز موثر، استفاده از متغیرهای اسمی به عنوان ابزار سیاستگذاری دولت‌ها است.

ضریب a_1 به عنوان مهمترین متغیر تخمین زده شده در این تحقیق نشانگر ضریب کشش تولید ناخالص داخلی واقعی نسبت به نرخ ارز موثر اسمی است. ضریب a_2 به عنوان ضریب شاخص سیاست پولی با پیش بینی علامت مثبت برای آن، کشش تولید ناخالص داخلی واقعی نسبت به حجم نقدینگی حقیقی است. ضریب a_3 نشان دهنده‌ی میزان تأثیر سیاست‌های مالی بر تولید ناخالص داخلی با پیش بینی علامت مثبت است. با توجه به استفاده از تعریف غیرمستقیم نرخ ارز موثر اسمی در این تحقیق، علامت مثبت a_1 نشان دهنده‌ی اثر منفی کاهش ارزش پول بر تولید ناخالص داخلی است.

۵- روش برآورد الگو

با توجه به وجود داده‌های سری زمانی به عنوان بخشی از داده‌های پانلی در این تحقیق، ابتدا وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو آزمون شده است. به این منظور، آزمون‌های ایستایی و همجمعی استفاده شده است. همچنین، با توجه به وجود روش‌های مختلف برآورد داده‌های پانل، برای به دست آوردن شیوه‌ی مناسب برآورد، آزمون هاسمن به کار گرفته شده است. در ادامه، این آزمون‌ها و روش‌ها بررسی شده است.

5-1- آزمون ایستایی

آزمون‌های ایستایی از جمله مهمترین آزمون‌ها برای برآورد یک رگرسیون با ضرایب قابل اعتماد است. برای جلوگیری از به وجود آمدن رگرسیون ساختگی، از آزمون‌های ایستایی استفاده می‌شود. در تعیین ایستایی داده‌های پانلی، آزمون‌های متفاوتی وجود دارد.

در این تحقیق برای بررسی ایستایی متغیرها از آزمون ایم، پسران و شین³² (IPS) استفاده شده است. این آزمون از آزمون لوین و لین³³ و آزمون هریس و زاوالیس³⁴ دارای محدودیت‌های کمتری است.

آزمون IPS، بر اساس میانگین آزمون دیکی فولر³⁵ تعمیم یافته بین نمونه‌های مقطعی شکل گرفته است. رگرسیون دیکی فولر تعمیم یافته زیر را در نظر بگیرید:

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \phi_{ij} \Delta y_{i,t-j} + z'_{it} \gamma + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

بررسی آزمون ایستایی مستلزم بررسی فرض $H_0: \rho_i = 1$ برای همه‌ی i ها است. در این آزمون فرضیه‌ی H_1 به صورت زیر است.

حداقل برای یکی از i ها $H_1: \rho_i < 1$

با آزمون فرضیه‌ی H_0 ایستایی متغیر مورد نظر قابل بررسی است (زرائع‌زاد و انواری، 1384). آزمون IPS در دو حالت داده‌های مقطعی دارای یک مقدار ثابت و داده‌های مقطعی دارای مقدار ثابت و متغیر روند قابل بررسی است. به دلیل روشن نبودن اعتبار هر کدام از حالت‌های فوق، در این تحقیق از هر دو حالت با تفکیک نتایج استفاده شده است.

با در نظر گرفتن $t_{\rho i}$ به عنوان آماره‌ی t رگرسیون دیکی- فولر تعمیم یافته‌ی هر کشور، متوسط آماره‌ی t به صورت زیر است.

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{\rho i} \quad (9)$$

³² Im, Pesaran and Shin (IPS)

³³ Levin and Lin

³⁴ Harris and Tzavalis

³⁵ Augmented Dickey-Fuller

در رابطه‌ی فوق، \bar{t} دارای توزیع نرمال استاندارد است (بالتاجی، ۲۰۰۵)^{۳۶} و ایم^{۳۷} و همکاران، ۲۰۰۳).

$$t_{IPS} = \frac{\sqrt{N} \left(\bar{t} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[t_{iT} / \rho_i = 1] \right)}{\sqrt{\frac{i}{N} \sum_{i=1}^N \text{var}[t_{iT} / \rho_i = 1]}} \Rightarrow N(0,1) \quad (10)$$

2-5- آزمون همجمعی

در صورت نایستایی متغیرهای مدل، احتمال ایجاد رگرسیون ساختگی وجود دارد. برای اجتناب از وضعیت‌های رگرسیون ساختگی، آزمون همجمعی به عنوان یک پیش آزمون قابل استفاده است (گرنجر، ۱۹۸۶)^{۳۸}، ص ۲۲۶. به این ترتیب، تنها در شرایط همجمعی متغیرها می‌توان به نتایج اعتماد کرد. پدرونی^{۳۹} (۲۰۰۴) چگونگی همجمعی داده‌های ترکیبی را به وسیله‌ی هفت آماره‌ی متفاوت در دو گروه، شامل چهار آماره‌ی درون‌گروهی^{۴۰} و سه آماره‌ی بین‌گروهی^{۴۱} به شرح زیر بررسی کرد.

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_i + \beta_i t + \gamma_{1i} x_{1i,t} + \gamma_{2i} x_{2i,t} + \dots + \gamma_{Mi} x_{Mi,t} + e_{i,t} \\ i &= 1, 2, \dots, N \\ t &= 1, 2, \dots, T \\ m &= 1, 2, \dots, M \end{aligned} \quad (11)$$

پس از برآورد رابطه‌ی فوق، مدل خودهمبسته زیر برای جزء اخلاص محاسبه شده است.

$$\hat{e}_{i,t} = \tilde{\alpha}_i \hat{e}_{i,t-1} + \hat{u}_{i,t} \quad (12)$$

در آماره‌های درون‌گروهی عدم وجود همجمعی به عنوان فرضیه‌ی صفر در نظر گرفته شده و فرضیات آن به شرح زیر است.

$$\begin{aligned} H_0 : \tilde{\alpha}_i &= 1 && \text{برای همه‌ی } i \text{ ها} \\ H_1 : \tilde{\alpha}_i &= \tilde{\alpha} < 1 && \text{برای همه‌ی } i \text{ ها} \end{aligned} \quad (13)$$

^{۳۶} Baltagi

^{۳۷} Im

^{۳۸} Granger

^{۳۹} Pedroni

^{۴۰} within-dimension

^{۴۱} between-dimension

در این روش $\tilde{\alpha}_i$ ها دارای ارزش یکسانی است. فرضیات روش بین گروهی به شرح زیر است.

$$\begin{aligned} H_0 : \tilde{\alpha}_i &= 1 && \text{برای همه ی } i \text{ ها} \\ H_1 : \tilde{\alpha}_i &< 1 && \text{برای همه ی } i \text{ ها} \end{aligned} \quad (14)$$

در این روش $\tilde{\alpha}_i$ ها ارزش یکسانی ندارد. آماره‌های حاصل از روش درون گروهی، آماره‌های همجمعی داده‌های پانل⁴² است. در این تحقیق، این آماره‌ها با پیشوند *panel* نشان داده شده است. آماره‌های حاصل از روش بین گروهی، آماره‌های همجمعی میانگین گروهی داده‌های پانل⁴³ است و در این تحقیق با پیشوند *group* نشان داده شده است. از هفت آماره‌ی استخراج شده‌ی پدرونی تنها دو آماره به صورت پارامتری⁴⁴ و شبیه به آماره *t* دیکی- فولر تعمیم یافته است. پنج آماره‌ی دیگر، غیرپارامتری⁴⁵ و چهار آماره از این پنج آماره شبیه به آماره‌ی ρ فیلیپس و پرون⁴⁶ است. به دلیل مناسب بودن آماره‌های پارامتری برای داده‌های پانلی متوسط، در این تحقیق از این آماره‌ها استفاده شده است. روش محاسبه‌ی این آماره‌ها به شرح زیر است.

ابتدا با استفاده از رابطه‌ی زیر باقیمانده‌ها محاسبه می‌شود.

$$\Delta y_{it} = b_{1i} \Delta x_{1i,t} + b_{2i} \Delta x_{2i,t} + \dots + b_{Mi} \Delta x_{Mi,t} + c_{i,t} \quad (15)$$

در رابطه‌ی فوق $\hat{c}_{i,t}$ نشانگر باقیمانده است. سپس واریانس بلندمدت $\hat{c}_{i,t}$ مطابق رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود.

$$\hat{L}_{11i}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{c}_{i,t}^2 + \frac{2}{T} \sum_{l=1}^{k_i} \left(1 - \frac{l}{k_i + 1}\right) \sum_{t=l+1}^T \hat{c}_{i,t} \hat{c}_{i,t-l} \quad (16)$$

در رابطه‌ی فوق \hat{L}_{11i}^2 نشانگر مقدار واریانس بلند مدت $\hat{c}_{i,t}$ است. سپس واریانس‌های $\hat{e}_{i,t}$ را به صورت زیر محاسبه می‌کنیم.

$$\hat{s}_i^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_{i,t}^2 \quad (17)$$

$$\tilde{s}_{N,T}^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i^2 \quad (18)$$

⁴² Panel cointegration statistics

⁴³ Group mean panel cointegration statistics

⁴⁴ Parametric

⁴⁵ Nonparametric

⁴⁶ Phillips and Perron

در پایان دو آماره‌ی $Panel-t$ و $Group-t$ با استفاده از روابط زیر محاسبه می‌شود.

$$Panel - t = \left[\hat{s}_{N,T} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11t}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right]^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11t}^{-2} \hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} \quad (19)$$

$$Group - t = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left[\sum_{t=1}^T \hat{s}_i^2 \hat{e}_{i,t-1}^2 \right]^{-1/2} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} \quad (20)$$

سپس دو آماره‌ی محاسبه شده در روابط (19) و (20) با استفاده از رابطه‌ی زیر استاندارد می‌شود.

$$\frac{\chi_{N,T} - \mu \sqrt{N}}{\sqrt{V}} \Rightarrow N(0,1) \quad (21)$$

در این رابطه $\chi_{N,T}$ نشانگر آماره‌های محاسبه شده در روابط (19) و (20) و μ و V به ترتیب میانگین و واریانس است. که مقادیر آنها در مطالعه‌ی پدرونی (1999) وجود دارد (پدرونی، 1999، ص 666). برای برآورد پارامترها در این تحقیق از روش اثرات ثابت و روش اثرات تصادفی برای داده‌های پانل استفاده شده است.

3-5- مدل اثرات ثابت⁴⁷ یا حداقل مربعات با متغیر مجازی⁴⁸ ($LSDV$)

در مدل اثرات ثابت عرض از مبدأ بین واحدها متغیر است. رگرسیون زیر با فرض استقلال کلیه‌ی x_{it} ها از ε_{it} ها در نظر گرفته شده است.

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (22)$$

با وارد نمودن متغیرهای مجازی برای هر واحد در رابطه‌ی 22، رابطه‌ی زیر حاصل می‌شود.

$$y_{it} = \sum_{j=1}^N \alpha_j d_{ij} + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

در رابطه‌ی فوق اگر $i = j$ باشد، مقدار $d_{ij} = 1$ و در سایر موارد $d_{ij} = 0$ است.

رابطه‌ی (23) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود که به روش برآورد حداقل مربعات با متغیر مجازی ($LSDV$) معروف است. در این

⁴⁷ Fixed effects model

⁴⁸ Least squares dummy variable

روش، عرض از مبدأ تنها بین مقاطع متغیر است و عامل زمان اثری بر آنها ندارد. مدل اثرات ثابت در شرایط تغییر عرض از مبدأ با تغییرات زمان و یا شرایط تغییر عرض از مبدأ با تغییرات واحدها و تغییرات زمان، قابل بررسی است (وربک،⁴⁹ 2004، صص 346-345).

5-4- مدل اثرات تصادفی⁵⁰

در مدل اثرات تصادفی نیز هر واحد دارای عرض از مبدأ خاص است. با این تفاوت که در این روش α_i ها متغیر تصادفی و به طور یکسان و غیر وابسته بین واحدها مطابق با رابطه‌ی زیر توزیع شده است.

$$y_{it} = \mu + x'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2); \quad \alpha_i \sim IID(0, \sigma_\alpha^2) \quad (24)$$

مطابق با رابطه‌ی فوق، در این روش جزء اخلاص از دو جزء تشکیل شده است: یکی جزء خطای مقطعی (α_i) که بین این جزء خطا و گذشت زمان ارتباطی وجود ندارد؛ و دیگری جزء خطای ترکیبی سری زمانی و مقطعی (ε_{it}) است. در این مدل فرض می‌شود که اجزای خطای مقطعی با یکدیگر خودهمبستگی دارند و میان واحدهای مقطعی و سری زمانی همبستگی وجود ندارد. استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تخمین پارامترها دارای نتایج بدون تورش و سازگار است. اما در این حالت جزء خطا خودهمبستگی دارد و تنها در شرایط $\sigma_\alpha^2 = 0$ خودهمبستگی وجود نخواهد داشت. به این دلیل از روش حداقل مربعات تعمیم یافته⁵¹ (GLS) برای برآورد پارامترها استفاده می‌شود. بر این اساس $\hat{\beta}_{GLS}$ به صورت زیر قابل برآورد است.

$$\hat{\beta}_{GLS} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' + \psi T \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \right)^{-1} \times \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) + \psi T \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y})' \right) \quad (25)$$

برای تعیین نوع روش تخمین مدل از آزمون هاسمن⁵² به شرح زیر استفاده می‌شود.

⁴⁹ Verbeek

⁵⁰ Random effects model

⁵¹ General Least Square

⁵² Hausman test

5-5- آزمون هاسمن

بر اساس آزمون هاسمن (1987) وجود اختلاف بین برآوردهای روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی، به عنوان فرضیه‌ی صفر در نظر گرفته شده است. به این ترتیب، رد فرضیه‌ی صفر نشان دهنده‌ی روش اثرات ثابت است. در این آزمون فرضیه‌ی صفر بر اساس فرض عدم وجود همبستگی بین α_i و x_{it} است. ایده‌ی اصلی آزمون هاسمن مقایسه‌ی دو برآوردهای اثرات ثابت و اثرات تصادفی است به طوری که یکی از برآوردها نشان دهنده‌ی سازگاری هم با فرضیه‌ی صفر و هم با فرضیه‌ی مقابل و برآوردهای دیگر نشان دهنده‌ی سازگاری تنها با فرضیه‌ی صفر است. وجود تفاوت معنی‌دار بین این دو برآوردها نشان دهنده‌ی عدم پذیرش فرضیه‌ی صفر است. با فرض برابر صفر بودن $E\{\varepsilon_{it}x_{is}\}$ برای هر t و s با استفاده از $\hat{\beta}_{FE}$ (برآوردهای روش اثرات ثابت) می‌توان نتایج سازگاری را بدون توجه به وجود و یا عدم وجود همبستگی بین α_i و x_{it} به دست آورد. اما در شرایط ذکر شده $\hat{\beta}_{RE}$ (برآوردهای روش اثرات تصادفی) تنها در شرایط عدم وجود همبستگی بین α_i و x_{it} سازگار است.

6- نتایج برآورد

قبل از برآورد مدل، برای اطمینان از ساختگی نبودن و در پی آن نتایج نامطمئن، چگونگی ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ایم، پسران و شین (IPS) بررسی شده است. وقفه‌های بهینه در این آزمون با معیار شوارتز⁵³ تعیین شده است. این آزمون در دو حالت (داده‌های مقطعی دارای یک مقدار ثابت و داده‌های مقطعی دارای مقدار ثابت و متغیر روند) بررسی شده است. نتایج این آزمون در قسمت‌های بعد برای دو گروه از کشورها شرح داده شده است.

6-1- نتایج آزمون IPS برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت و شناور

بر اساس نتایج آزمون ایستایی مطابق با جداول (1) و (2) پیوست هیچ یک از متغیرهای حاضر در کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت، در هر دو حالت در سطح ایستا نیست. اما مطابق با نتایج با تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها، فرض صفر رد شده است و متغیرها در سطح یک درصد معنی‌دار هستند. به این ترتیب،

⁵³ Schwartz

کلیه‌ی متغیرهای مربوط به کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت دارای ریشه‌ی واحد بوده و در نتیجه ایستا از مرتبه‌ی اول، $I(1)$ ، هستند. آزمون ایستایی متغیرهای موجود در کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور در جدول (3) و (4) پیوست نشان داده شده است. نتایج نشان دهنده‌ی وجود ریشه‌ی واحد در سطح و در نتیجه عدم ایستایی آنها است. تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها در سطح یک درصد معنی‌دار بوده و فرض صفر قابل رد کردن است. به این ترتیب، این متغیرها نیز ایستا از مرتبه‌ی اول هستند. با توجه به نتایج به دست آمده از این آزمون، به دلیل عدم ایستایی متغیرها در سطح در هر دو مورد از کشورها، از آزمون‌های همجمعی استفاده شده است؛ زیرا در حالت عدم ایستایی متغیرها، تنها در صورت وجود رابطه‌ی همجمعی میان متغیرها می‌توان به نتایج اعتماد کرد.

6-2- نتایج آزمون همجمعی

در این تحقیق از آزمون همجمعی پدرونی برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطه‌ی همجمعی میان متغیرها استفاده شده است. در این بخش از دو آماره‌ی پارامتری $Panel-t$ و $Group-t$ استفاده شده است. پس از استاندارد شدن، این دو آماره به ترتیب با نمادهای $Panel\ adf-stat$ و $Group\ adf-stat$ نمایش داده شده است. با توجه به توزیع نرمال استاندارد این دو آماره، نتایج با مقدار بحرانی $1/96$ - مطابق با جدول (5) پیوست مقایسه شده است. طبق نتایج حاصل شده، در کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت، قدرمطلق اعداد به دست آمده از $1/96$ بیشتر است و فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی همجمعی میان متغیرها قابل رد است. بر این اساس، در کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت ارتباط بلندمدت میان متغیرها وجود دارد. براساس نتایج، برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور نیز می‌توان فرض صفر را رد کرد. با رد شدن فرض صفر در بلندمدت، بین متغیرها ارتباط وجود دارد. لازم به ذکر است که آزمون همجمعی تنها وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت را بیان می‌کند و میزان این ارتباط و چگونگی علامت آن با انجام این آزمون قابل تعیین نیست. به این ترتیب، برای بررسی میزان و چگونگی این ارتباط باید از روش‌های برآورد روابط استفاده شود.

3-6- نتایج آزمون هاسمن

از آزمون هاسمن برای تعیین روش مناسب برآورد پارامترهای الگو استفاده شده است. با انجام این آزمون مطابق با جدول (5) پیوست میزان آماره χ^2 به دست آمده برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت 0/11 است. با مقایسه این آماره با آماره جدول مقادیر بحرانی، می توان نتیجه گرفت که روش مناسب برای برآورد الگو، روش اثرات تصادفی است. بر اساس نتیجه آزمون هاسمن در ارتباط با کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور نیز روش اثرات تصادفی به عنوان روش مناسب برآورد الگو است. در این آزمون، آماره χ^2 برابر با 1/52 است. مقادیر بحرانی ارائه شده در جداول آماری، میزان آماره χ^2 با درجه آزادی 3، در سطح معنی داری ده درصد، 6/25 است. به این ترتیب، در سطح معنی داری ده درصد نمی توان فرض صفر را رد نمود.

4-6- نتایج برآورد مدل برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت

پس از مشخص شدن روش مناسب برآورد پارامترها، نتایج حاصل از برآورد مدل برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت بررسی می شود. بر اساس آزمون هاسمن، از روش اثرات تصادفی برای برآورد مدل استفاده شده است. نتایج به دست آمده به فرم اصلی برنامه *RATS* در جدول (6) پیوست ارائه شده است. بر اساس نتایج حاصل از برآورد مدل، کلیه متغیرها در سطح یک درصد معنی دار و همه ضرایب دارای علامت و میزان قابل قبول است. به این ترتیب، نتایج به دست آمده برای متغیرها قابل اعتماد است. همچنین، بر اساس این نتایج میزان ضریب همبستگی بین متغیرها 0/96 است؛ یعنی 96 درصد از تغییرات تولید ناخالص داخلی به وسیله متغیرهای موجود در الگو توضیح داده شده است.

در این تحقیق ضریب نرخ ارز مؤثر اسمی از اهمیت بالایی برخوردار است. با توجه به تعریف غیرمستقیم نرخ ارز و ضریب منفی، نتایج به دست آمده در ارتباط با این ضریب نشان دهنده اثر مثبت کاهش ارزش پول بر تولید ناخالص داخلی است. اما میزان این ضریب نشان می دهد که با کاهش (افزایش) یک درصدی ارزش پول، تولید ناخالص داخلی به میزان نه صدم درصد افزایش (کاهش) می یابد. ضریب به دست آمده در مورد مخارج دولتی نشانگر اثر مثبت سیاست های مالی بر تولید است. مقدار این ضریب 0/31 است؛ یعنی تغییر یک درصدی مخارج دولتی،

تغییر 0/31 درصدی تولید را در پی دارد. ضریب حجم حقیقی نقدینگی نیز دارای علامت مثبت است. بنابراین، اثر سیاست‌های پولی بر تولید نیز مثبت است. میزان ضریب این متغیر 0/41 است. به این ترتیب تغییر یک درصدی حجم حقیقی نقدینگی تغییر 0/41 درصدی تولید را در پی دارد.

5-6- نتایج برآورد مدل برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور

نتایج برآورد الگو برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور با استفاده از روش اثرات تصادفی به فرم اصلی برنامه‌ی *RATS* در جدول (7) پیوست ارائه شده است. ضرایب برآورد مدل نشانگر معنی داری تمامی ضرایب در سطح یک درصد به جز ضریب متغیر نرخ ارز مؤثر اسمی است. با توجه به میزان آماره t پایین این متغیر با وجود رابطه‌ی مثبت بین کاهش ارزش پول و سطح تولید، در مورد تأثیر تغییر نرخ ارز بر تولید به طور قاطع نمی‌توان اظهارنظر کرد. ضریب مخارج دولتی از لحاظ آماری کاملاً معنی‌دار است. نتایج بیانگر وجود رابطه‌ی مثبت بین تغییرات مخارج دولتی و تولید است. بر اساس ضریب مخارج دولتی، یک درصد تغییر در این متغیر 0/14 درصدی تولید ناخالص داخلی را در پی دارد. ضریب حجم حقیقی نقدینگی، از لحاظ آماری کاملاً معنی‌دار 0/51 است؛ یعنی یک درصد تغییر در حجم حقیقی نقدینگی تغییر 0/51 درصدی تولید ناخالص داخلی را در پی دارد. از دیگر نتایج جدول (7) پیوست ضریب همبستگی است. مقدار این ضریب 0/84 است. به عبارتی دیگر، 84 درصد از تغییرات در تولید به وسیله‌ی متغیرهای توضیحی موجود در مدل توضیح داده شده است.

7- خلاصه و نتیجه‌گیری

در این مقاله اثر تغییرات نرخ ارز (کاهش و یا افزایش ارزش پول) بر تولید ناخالص داخلی در کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت و کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور بررسی شده است. به این منظور، از روش داده‌های پانلی و شش کشور دارای نظام نرخ ارز ثابت و شش کشور دارای نظام نرخ ارز شناور استفاده شده است. با توجه به برآوردهای و پارامترهای به دست آمده، رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای نرخ ارز مؤثر و تولید ناخالص داخلی چه در کشورهای منتخب دارای نظام نرخ ارز ثابت و چه در کشورهای منتخب دارای نظام نرخ ارز شناور به اثبات

رسید. ارتباط بین دو متغیر تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز مؤثر در کشورهای منتخب دارای نظام نرخ ارز ثابت نشان داد که با کاهش ارزش پول میزان تولید ناخالص داخلی افزایش و با افزایش ارزش پول کاهش می‌یابد، اگرچه این اثرگذاری از شدت بالایی برخوردار نیست. اما نتایج نشان داد که در کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور با وجود رابطه‌ی مثبت بین کاهش ارزش پول و سطح تولید، با توجه به سطح معنی‌داری ضریب در مورد تأثیر تغییر نرخ ارز بر تولید به طور قاطع نمی‌توان اظهارنظر کرد. اثر سیاست‌های مالی در کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت بیش از تأثیر آن در کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور است. در مورد اثرگذاری سیاست‌های پولی بر تولید عکس این شرایط حاکم است، به طوری که اثر سیاست‌های پولی در کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور بیش از میزان اثر آن در کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت است. با توجه به این نتایج، کشورهایی دارای نظام نرخ ارز ثابت باید در کنار سایر سیاست‌های کلان، سیاست‌های ارزی را نیز برای دستیابی به اهداف کلان اقتصادی از جمله افزایش تولید و اشتغال مورد توجه جدی قرار دهند.



فهرست منابع:

- آمارهای بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول، سال‌های مختلف.
- ادواردز، سباستین، مشکل تنظیم نرخ ارز در کشورهای در حال توسعه، ترجمه اسداله فرزین‌وش، تهران: مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، 1373.
- ختایی، محمود و غربالی مقدم، یونس، "بررسی رابطه پویا میان نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران"، مجله برنامه و بودجه، سال نهم، شماره 1، 1383، صص 3-25.
- زراءنژاد، منصور و انواری، ابراهیم، "کاربرد داده‌های ترکیبی در اقتصاد سنجی"، فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، دوره دوم، شماره چهارم، 1384، صص 21-52.
- Bahmani-Oskooee, M., "Are Devaluations Contractionary in LDCs?" *Journal of Economic Development*, Vol. 23, No. 1, 1998, pp. 131-144.
- Bahmani-Oskooee, M. and Rhee, H-J., "Response of Domestic Production to Depreciation in Korea: An Application of Johansen's Cointegration Methodology," *International Economic Journal*, Vol. 11, No. 4, 1997, pp. 103-112.
- Bahmani-Oskooee, M., Chomsisengphet, S. and Kandil, M., "Are Devaluations Contractionary in Asia," *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 25, No. 1, 2002, pp. 69-81.
- Bahmani-Oskooee, M. and Miteza, I., "Are Devaluations Expansionary or Contractionary? A Survey Article," *Economic Issues*, Vol. 8, Part 8, 2003, pp. 1-28.
- Bahmani-Oskooee, M. and Miteza, I., "Are Devaluations Contractionary? Evidence from Panel Cointegration," *Economic Issues*, Vol. 10, Part 1, 2006, pp. 49-64.
- Baltagi, B. H., *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd ed. England: John Wiley and Sons, Ltd, 2005.
- Barbone, L. and Rivera-Batiz, F., "Foreign Capital and the Contractionary Impact of Currency Devaluation, with an Application to Jamaica," *Journal of Development Economics*, Vol. 26, No. 1, 1987, pp. 1-15.
- Chou, W. L. and Chao, C.C., "Are Currency Devaluations Effective? A Panel unit Root Test," *Economics Letters*, Vol. 72, 2001, pp. 19-25.
- Christopoulos, D.K., "Currency Devaluation and Output Growth: New Evidence from Panel Data Analysis," *Applied Economics Letters*, Vol. 11, 2004, pp. 809-813.
- Diaz-Alejandro, C.F., *Exchange Rate Fevaluation in a Semi-Industrialized Country: The Experience of Argentina 1955- 1961*. United States of America: The M.I.T. Press, 1965.
- Donovan, D. J., "Real Responses Associated with Exchange Rate Action in Selected Upper Credit Tranche Stabilization Programs," *IMF Staff Papers*, Vol. 28, No. 4, 1981, pp. 698-727.

- Edwards, S., "Are Devaluations Contractionary?" *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXVIII, No. 3, 1986, pp. 501-508.
- Edwards, S., "Exchange Controls, Devaluations, and Real Exchange Rates: The Latin American experience," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 37, 1989, pp. 457-494.
- Granger, C.W.J., "Development in the Study of Co-integrated Economic Variables," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, Is. 3, 1986, pp.213-228.
- Gylfason, T. and Radetzki, M., "Does Devaluation Make Sense in the Least Developed Countries," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 40, 1991, pp. 1-25.
- Hanson, J.A., "Contractionary Devaluation, Substitution in Production and Consumption and the Role of the Labor Market," *Journal of International Economics*, Vol. 14, No.1/2, 1983, pp. 179-189.
- Harris, R.D.F. and Tzavalis, E., "Inference for Unit Root in Dynamic Panels where the Time Dimension is Fixed," *Journal of Economics*, Vol. 91, 1999, pp. 201-226.
- Im, K.S, Pesaran, M. H. and Shin, Y., "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, Vol. 115, No. 1, 2003, pp. 53-74.
- Islam, S., "Devaluation, Stabilization Policies and the Developing Countries: A Macroeconomic Analysis," *Journal of Development Economics*, Vol. 14, No. , 1984, pp. 37-60.
- Kamin, S.B, and Klau, M., "Some Multi-country Evidence on the Effects of Real Exchange Rates on Output," *International Finance Discussion Papers*, No. 611, 1998.
- Krugman, P., and Taylor, L., "Contractionary Effect of Devaluation," *Journal of International Economics*, Vol. 8, 1978, pp. 445-456.
- Mankiw, N. G., *Macroeconomics*, 4th ed. NewYork: R. R. Donnelley & sons, 2000.
- Morley, S., "On the Effects of Devaluation During Stabilization Programs in LDCs," *Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXIV, No. 1, 1992, pp. 21-27.
- Pedroni, P., "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis," *Econometric Theory*, Vol. 20, 2004, pp. 597-625.
- Sodersten, B. and Reed, G., *International economics*, 3d ed. London: The MACMILLAN Press LTD, 1994.
- Solimano, A., "Contractionary Devaluation in the Southern Cone: The Case of Chile," *Journal of Development Economics*, Vol. 23, No. 1, 1986, pp. 135-151.
- Upadhyaya, K.P., "Currency Devaluation, Aggregate Output and the Long Run: An Empirical Study, " *Economics Letters*, Vol. 64, 1999, pp. 197-202.

- Verbeek, M., A Guide to Modern Econometrics, 2nd ed. England: John Wiley and Sons, Ltd, 2004.
- Van Wijnbergen, S.V., "Exchange Rate Management and Stabilization Policies in Developing Countries," Journal of Development Economics, Vol. 23, No. 2, 1986, pp. 227-247.



پیوست

جدول ۱: نتایج آزمون IPS با مقدار ثابت برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت

متغیر	سطح		تفاضل اول	
	Statistic	Prob	Statistic	Prob
LGDP	۰/۸۱۰۶۱	۰/۷۹۱۲	-۸/۲۴۳۲۵	۰/۰۰۰۰۰
LNEER	۰/۳۷۷۹۰	۰/۶۲۸۵	-۴/۵۲۴۳۰	۰/۰۰۰۰۰
LGOVEXP	۳/۶۸۳۷۷	۰/۹۹۹۹	-۷/۹۴۵۵۸	۰/۰۰۰۰۰
LM2	-۰/۳۰۷۹۹	۰/۳۷۹۰	-۵/۸۶۳۵۹	۰/۰۰۰۰۰

ماخذ: نتایج تحقیق

* در سطح یک درصد معنی‌دار می‌باشد

جدول ۲: نتایج آزمون IPS با مقدار ثابت و روند برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت

متغیر	سطح		تفاضل اول	
	Statistic	Prob	Statistic	Prob
LGDP	۰/۱۵۷۴۳	۰/۵۶۲۵	-۶/۶۱۴۷۱	۰/۰۰۰۰۰
LNEER	-۱/۲۲۰۲۲	۰/۱۱۱۲	-۳/۰۶۶۰۷	۰/۰۰۰۱۱
LGOVEXP	-۱/۲۸۲۹۱	۰/۰۹۹۸	-۷/۱۰۸۸۴	۰/۰۰۰۰۰
LM2	-۰/۶۳۳۷۰	۰/۲۶۳۱	-۴/۵۲۷۹۳	۰/۰۰۰۰۰

ماخذ: نتایج تحقیق

* در سطح یک درصد معنی‌دار می‌باشد

جدول ۳: نتایج آزمون IPS با مقدار ثابت برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور

متغیر	سطح		تفاضل اول	
	Statistic	Prob	Statistic	Prob
LGDP	۳/۸۳۵۴۹	۰/۹۹۹۹	-۴/۳۹۳۳۴	۰/۰۰۰۱۲
LNEER	-۱/۰۹۶۰۳	۰/۱۳۶۵	-۳/۲۸۲۹۹	۰/۰۰۰۰۰
LGOVEXP	-۰/۲۳۷۶۸	۰/۴۰۶۱	-۷/۷۰۰۵۷	۰/۰۰۰۰۰
LM2	۱/۸۴۶۳۰	۰/۹۶۷۶	-۴/۱۱۶۹۳	۰/۰۰۰۰۰

ماخذ: نتایج تحقیق

* در سطح یک درصد معنی‌دار می‌باشد

جدول ۴: نتایج آزمون IPS با مقدار ثابت و روند برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور

متغیر	سطح		تفاضل اول	
	Statistic	Prob	Statistic	Prob
LGDP	-۰/۲۳۲۱۳	۰/۴۰۸۲	-۳/۳۶۴۲۸	۰/۰۰۰۰۴
LNEER	-۱/۳۲۳۳۳	۰/۰۹۲۹	-۳/۶۲۷۳۲	۰/۰۰۰۰۱
LGOVEXP	-۱/۲۲۵۲۰	۰/۱۱۰۳	-۴/۵۰۲۱۲	۰/۰۰۰۰۰
LM2	۲/۰۲۳۷۷	۰/۹۷۸۵	-۳/۴۹۳۴۵	۰/۰۰۰۰۲

ماخذ: نتایج تحقیق

* در سطح یک درصد معنی‌دار می‌باشد

جدول 5: نتایج آزمون‌های هم‌جمعی و هاسمن برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت و شناور

آماره	نظام نرخ ارز شناور	نظام نرخ ارز ثابت
	آزمون هم‌جمعی	
Panel adf-stat	-۳/۲۳۰۷۴	-۲/۶۲۷۰۷
Group adf-stat	-۲/۹۶۱۶۱	-۲/۶۵۰۵۶
آزمون هاسمن		
χ^2	۱/۵۲۱۲۰۹	۰/۱۱۷۵۲۷
prob	۰/۶۷۷۴	۰/۹۸۹۷

ماخذ: نتایج تحقیق

جدول 6: نتایج برآورد الگو برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت

Panel Regression - Estimation by Random Effects				
Dependent Variable LGDP				
Panel(24) of Annual Data From 1//1981:01 To 6//2004:01				
Usable Observations 144		Degrees of Freedom 140		
Centered R**2 0.960986		R Bar **2 0.960150		
Mean of Dependent Variable 1.8409511252				
Std Error of Dependent Variable 0.1866797060				
Standard Error of Estimate 0.0372660080				
Sum of Squared Residuals 0.1944257490				
Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. Constant	0.699702878	0.062072990	11.27226	0.00000000
2. LNEER	-0.094625463	0.011500492	-8.22795	0.00000000
3. LGOVEXP	0.319604713	0.043212142	7.39618	0.00000000
4. LM2	0.419635061	0.025845526	16.23627	0.00000000

ماخذ: نتایج تحقیق

جدول 7: نتایج برآورد الگو برای کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور

Panel Regression - Estimation by Random Effects				
Dependent Variable LGDP				
Panel(24) of Annual Data From 1//1981:01 To 6//2004:01				
Usable Observations 144		Degrees of Freedom 140		
Centered R**2 0.845625		R Bar **2 0.842317		
Mean of Dependent Variable 1.8960305041				
Std Error of Dependent Variable 0.1198848620				
Standard Error of Estimate 0.0476054927				
Sum of Squared Residuals 0.3172796110				
Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. Constant	0.708775638	0.063388630	11.18143	0.00000000
2. LNEER	-0.016892017	0.011103809	-1.52128	0.12818927
3. LGOVEXP	0.142992065	0.053873952	2.65420	0.00794975
4. LM2	0.514145505	0.044433830	11.57104	0.00000000

ماخذ: نتایج تحقیق

A Comparative Study of the Effect of Exchange Rate Changes on Output: Evidence from Panel Cointegration in Selected Developing Countries (1981-2004)

Mohammad Ali Ghetmiri (Ph.D.) and Reza Sherafatian
Jahromi (M.Sc.)*

Abstract:

The main aim of this article is to compare the effect of nominal effective exchange rate changes on real gross domestic product in countries with fixed exchange rate regime and those with floating exchange rate in the long run. For this purpose two groups of countries consisting of six countries each, one group with fixed exchange rate and another with floating exchange rate have been considered. Panel data is used for the period 1981-2004. Im, Pesaran and Shin stationary and Pedroni cointegration tests are used to verify the existence of long run relationship among variables. Based on Hausman test random effect model was estimated for both groups of countries. Results confirm the positive effect of devaluation on output for the group of countries with fixed exchange rate regime. The estimated coefficient is not statistically significant for the group of countries based on flexible exchange rate regime. Based on the study exchange rate policy can effectively be used along with other macroeconomic policies in order to achieve output and employment targets in those countries who have adopted pegged exchange rate regime.

JEL classification: *C13, C01, F41, F31*

Keywords: Nominal effective exchange rate, panel data, pedroni cointegration test

* Associate professor and graduate student of economics, respectively- Shiraz University, Iran

بررسی میزان اثرپذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا (مدل سازی و پیش بینی)

دکتر سعید صمدی، زهره شیرانی فخر و مهتاب داورزاده*

تاریخ وصول: ۸۵/۲/۱۵

تاریخ پذیرش: ۸۶/۶/۲

چکیده:

بورس اوراق بهادار یک بازار متشکل و رسمی خرید و فروش سهام شرکت‌ها بر اساس ضوابط و قوانین خاص است. عوامل زیادی در شکل‌گیری اطلاعات و دیدگاه‌های طرفین بازار و قیمت سهام شرکت‌ها موثر است. بخشی از این عوامل داخلی و بخشی نیز ناشی از وضعیت متغیرهایی در خارج از محدوده‌ی اقتصاد داخلی است. در این میان، قیمت جهانی نفت به عنوان یک متغیر برونزای قدرتمند، بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان، از جمله شاخص قیمت سهام را می‌تواند تحت تاثیر قرار دهد. از سوی دیگر، قیمت جهانی طلا نیز به عنوان متغیری با اهمیت در بسیاری از تحولات پولی و مالی بین‌المللی است (اگرچه این نقش به مرور زمان تا حدودی تقلیل یافته است). در این تحقیق، تاثیر شاخص‌های قیمت جهانی طلا و نفت بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از داده‌های ماهانه، طی دوره‌ی ۱۹۹۷-۲۰۰۶ و مدل اقتصادسنجی گارچ^۱ ارزیابی شده است. تخمین با استفاده از نرم افزار Eviews5 انجام شده است. بر این اساس پس از شناسایی و انتخاب روند مناسب برای پیش‌بینی متغیر وابسته با استفاده از مدل فر و شیلر^۲ (۱۹۹۰) اثرپذیری شاخص کل قیمت سهام بورس تهران بررسی شده است. نتایج تحقیق نشان داد که تاثیر شاخص قیمت جهانی طلا بر شاخص قیمت سهام بورس تهران نسبت به تاثیر شاخص قیمت جهانی نفت بیشتر است.

طبقه بندی JEL: G0, G22

واژه‌های کلیدی: شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران، مدل گارچ و مدل آرج،^۳ پیش‌بینی، شاخص قیمت جهانی طلا، شاخص قیمت جهانی نفت

* به ترتیب، استادیار و کارشناسان ارشد اقتصاد - دانشگاه اصفهان (samadi_sa@yahoo.com)

^۱ GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)

^۲ Fair and Shiller

^۳ ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)

۱- مقدمه

بازارهای مالی یکی از اساسی‌ترین بازارهای هر کشور است. شرایط این بازارها به شدت بر بخش‌های واقعی اقتصاد تاثیر گذار است و به شدت از سایر بخش‌ها تاثیر (نه لزوماً در کوتاه مدت) می‌پذیرند. یکی از اجزای مهم بازارهای مالی، بورس اوراق بهادار است. بورس اوراق بهادار یک بازار متشکل و رسمی خرید و فروش سهام شرکت‌ها تحت ضوابط و قوانین خاص است. یکی از وظایف این بازار کمک به عادلانه نمودن قیمت اوراق بهادار و سرعت بخشیدن به معاملات است (داورزاده، ۱۳۸۶).

بورس اوراق بهادار از سویی مرکز جمع آوری پس اندازها و نقدینگی بخش خصوصی به منظور تأمین مالی پروژه‌های سرمایه گذاری بلند مدت است. از سویی دیگر، مرجع رسمی و مطمئنی برای سرمایه گذاری دارندگان پس اندازهای راکد است. بازار بورس نه تنها از اقتصاد ملی، بلکه از اقتصاد جهانی نیز تاثیر می‌پذیرد. به عنوان مثال، بحران بزرگ دهه‌ی ۱۹۳۰ و رکود اغلب کشورهای سرمایه داری از بورس اوراق بهادار نیویورک شروع شد. همچنین، بحران سال ۱۹۹۷ کشورهای جنوب شرقی آسیا (که از بازارهای مالی آن کشورها شروع شد) بر اقتصاد جهانی و از جمله بر اقتصاد ایران از طریق کاهش تقاضای کشورهای مزبور برای نفت خام و سقوط قیمت نفت تأثیر داشت. ملاحظه می‌شود که بین تحولات بورس و رکود و رونق اقتصادی رابطه‌ی معنی داری وجود دارد (کریمزاده، ۱۳۸۵).

در این تحقیق تاثیر شاخص قیمت جهانی طلا و نفت بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران ارزیابی شده است. فرضیات تحقیق به صورت زیر است.

(۱) بین شاخص قیمت سهام بورس ایران و شاخص قیمت طلا رابطه معنی داری وجود دارد.

(۲) تحولات جهانی بازار نفت و قیمت آن، شاخص قیمت سهام بورس تهران را متأثر می‌سازد.

این تحقیق در نه بخش تنظیم شده است. پس از بررسی مهمترین عوامل موثر بر قیمت سهام، مطالعات گذشته در بخش سوم بررسی شده است. بخش چهارم شامل تشریح مدل مورد استفاده است. بررسی تاثیر هر یک از شاخص‌های نفت و طلا به طور جداگانه و ترکیبی به ترتیب در بخش‌های پنجم و ششم بررسی

شده است. بخش هفتم و هشتم به ارزیابی و مقایسه‌ی مدل‌های تخمینی، اختصاص داده شده است. بخش آخر شامل نتیجه گیری و پیشنهادها است.

2- بررسی مهمترین عوامل موثر بر قیمت سهام

اولین و مهمترین عامل موثر بر تصمیم گیری سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار، شاخص قیمت سهام است. از این رو، آگاهی از عوامل مؤثر بر قیمت سهام با اهمیت است. به طور طبیعی، عوامل زیادی در شکل گیری اطلاعات و دیدگاه‌های طرفین بازار و نهایتاً قیمت سهام شرکت‌ها موثر هستند. بخشی از این عوامل داخلی و بخشی نیز ناشی از وضعیت متغیرهایی در خارج از محدوده‌ی اقتصاد داخلی است. بر این اساس، عوامل مؤثر بر قیمت سهام به عوامل داخلی و عوامل بیرونی قابل طبقه بندی است.

1) عوامل داخلی در برگیرنده‌ی عوامل مؤثر بر قیمت سهام در ارتباط با عملیات و تصمیمات شرکت است. این عوامل شامل عایدی هر سهم (EPS)،⁴ سود تقسیمی هر سهم (DPS)،⁵ نسبت قیمت بر درآمد (P/E)،⁶ افزایش سرمایه‌ی تجزیه سهام و عوامل درون شرکتی دیگر است.

2) عوامل بیرونی شامل عوامل خارج از اختیارات مدیریت شرکت است که به گونه‌ای فعالیت شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهند. این عوامل آن دسته از وقایع، حوادث و تصمیمات خارج از شرکت و مؤثر بر قیمت سهام است. در حالت کلی این عوامل به دو بخش زیر قابل تقسیم است.

الف) عوامل سیاسی مانند جنگ، صلح، قطع رابطه سیاسی و اقتصادی با دیگر کشورها، تغییر ارکان سیاسی و روی کار آمدن احزاب سیاسی رقیب است.

ب) عوامل اقتصادی که رونق و رکود اقتصادی بورس را به شدت متأثر می‌سازد، به طوری که در دوره‌ی رونق اقتصادی، با افزایش سرمایه گذاری در سهام شرکت‌های دارای رشد، قیمت سهام آنها افزایش خواهد یافت و در وضعیت رکود، کاهش قیمت سهام شرکت‌ها را در پی خواهد داشت؛ زیرا در این شرایط، سرمایه

⁴ Earning Per Share

⁵ Dividends Per Share

⁶ Price/Earning Per Share

گذاری در دارایی مالی با درآمد ثابت به سرمایه گذاری در سهام عادی برتری دارد (همان منبع).

شاخص قیمت جهانی نفت و طلا از مهمترین شاخصهای تأثیرگذار بر عوامل اقتصادی و عوامل سیاسی در هر کشور است. قیمت جهانی نفت به عنوان یک متغیر برونزای قدرتمند، تحت تأثیر قرار دهنده بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان، از جمله شاخص قیمت سهام است. از سویی دیگر، قیمت جهانی طلا نیز به عنوان متغیری با اهمیت، معرف بسیاری از تحولات پولی و مالی بین المللی است؛ اگر چه این نقش به مرور زمان تا حدودی تقلیل یافته است. تبیین چنین رابطه‌ای راهنمای سیاست گذاران در جهت گیری‌های سیاست‌های پولی و ارزی است (داورزاده، ۱۳۸۶).

چارچوب اصلی این تحقیق، ارزیابی تأثیر بازارها بر یکدیگر بر اساس پژوهش‌های انجام شده داخلی و خارجی است. این شیوهی ارزیابی از طریق تحلیل همبستگی بین شاخص‌های جداگانه‌ی بازارهای مختلف قابل بررسی است.

۳ - مروری بر مطالعات گذشته

در زمینه‌ی تأثیرگذاری متغیرهای کلان بر قیمت سهام، مطالعات متعددی انجام شده است. در این بخش برخی از این مطالعات بررسی می‌شود.

۳-۱- مطالعات خارجی

مگنوس و فوسو^۷ (۲۰۰۶) نوسانات (واریانس شرطی) مبادلات بورس غنا را با استفاده از مدل خطی گام تصادفی،^۸ مدل متقارن ناهمسانی شرطی خودتوضیحی تعمیم یافته (۱، ۱) $GARCH$ ، مدل‌های نامتقارن ناهمسانی شرطی خود توضیحی توانی (۱، ۱) $EGARCH$ ^۹ و مدل ناهمسانی شرطی خود توضیحی آستانه (۱، ۱) $TGARCH$ ^{۱۰} مدل‌سازی و پیش بینی کردند. آنها از بانک داده‌های شاخص

^۷ Magnus and Fosu

^۸ Random Walk Model (RW)

^۹ Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (EGARCH)

^{۱۰} Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (TGARCH)

قیمت سهام¹¹ (DSI) برای مطالعه‌ی پویایی‌های نوسانات بازار بورس غنا در یک دوره‌ی ده ساله استفاده کردند. بر اساس نتایج این تحقیق، دسته بندی نوع نوسانات و اثرات نامتقارن، همراه با بازدهی بازار بورس بر بازدهی بازارهای بورس بزرگتر اثر گذار است.

داوینسکی و آنتا¹² (2005) در تحقیقی تاثیر شاخص‌های بورس اوراق بهادار نیویورک و شاخص بورس‌های اروپایی بر شاخص بورس اوراق بهادار ورشو در چارچوب مدل‌های سری زمانی را بررسی کرد. نتایج نشان داد که اثر شاخص‌های بورس اوراق بهادار نیویورک در توضیح تغییرات شاخص قیمت بورس اوراق بهادار ورشو قدرتمندتر از اثر بورس‌های اروپایی است.

کایادو¹³ (2004) با استفاده از مدل‌های $GARCH$ ، $GARCH-M$ ،¹⁴ $GARCH$ توانی ($EGARCH$) و $ARCH$ آستانه ($TARCH$)، نوسانات بازدهی روزانه و هفتگی شاخص قیمت سهام کشور پرتغال ($PSI-20$) را مدل‌سازی کرد. نتایج نشان دهنده‌ی وجود شوک‌های نامتقارن معنی دار در بازدهی روزانه‌ی بورس و عدم وجود این شوک‌ها در بازدهی هفتگی بورس بوده است.

سیرونیس¹⁵ (2002) در مقاله‌ای با عنوان مدل‌سازی نوسانات و آزمون کارایی بازارهای نوظهور سرمایه، انواع مدل‌های $GARCH$ را برای بازدهی روزانه‌ی بازار مبادلات سهام آتن برآورد کرد. نتایج نشان دهنده‌ی اثر نامتقارن شوک‌های منفی بر سری‌های بازدهی روزانه‌ی بازار بوده است. همچنین، نتایج نشان داد که افزایش نوسانات بازار سرمایه به دلیل بی‌ثباتی سیاسی بوده است.

بلر¹⁶ و همکاران (2002) نوسانات شاخص قیمت سهام را با همه‌ی اجزای تشکیل دهنده‌ی شوک‌ها به وسیله‌ی تخمین مدل‌های $ARCH$ و $TARCH$ مقایسه کردند. بر اساس نتایج این تحقیق، قیمت اکثر سهام‌ها در پاسخ به بازدهی منفی نسبت به بازدهی مثبت دارای نوسان بیشتری بوده و عدم تقارن در مورد شاخص کل بزرگتر از سهام‌های دیگر است.

¹¹ Databank Stock Index

¹² Wdowinski and Aneta

¹³ Caiado

¹⁴ GARCH-in-Mean

¹⁵ Siourounis

¹⁶ Blair

انگل و ساسمل¹⁷ (1993) از ساختار تغییر زمانی واریانس‌های بازدهی سهام برای بررسی وجود یا عدم وجود فرآیند نوسان یکسان در دو بازار سهام بین‌المللی، استفاده کرده‌اند. در این تحقیق از آزمون انگل و کوزیکی (1990) استفاده شده است. برخی از نتایج نشان دهنده‌ی نوسان‌های تغییر زمانی مشابه در بعضی از بازارهای سهام بین‌المللی بوده است.

کینگ و وادوانی¹⁸ (1990) علت افت همه‌ی بازارهای سهام علی‌رغم شرایط اقتصادی مختلف، در اکتبر 1987 را بررسی کردند. بر اساس نتایج این تحقیق، انتقال¹⁹ بین بازارها در نتیجه‌ی تلاش کارگزاران برای به دست آوردن اطلاعات درباره‌ی تغییرات قیمت در بازارهای دیگر است. بر این اساس، یک اشتباه در یک بازار توانایی انتقال به بازارهای دیگر را داشته است. در این تحقیق از مدل تعادل قیمت انتظارات عقلایی و آزمون‌هایی برای مدل انتقال بین بازارها بر پایه‌ی داده‌های ساعتی بازارهای بورس لندن، نیویورک و توکیو از جولای 1987 تا فوریه 1988 استفاده شده است. برخی از نتایج این تحقیق نشان داد که با تعطیلی بازار نیویورک در روزهای چهارشنبه سال 1987، قیمت سهام در بازار لندن پایین‌تر بوده است. این نکته دلیلی بر اثبات مدل انتقال و همبستگی بین بازارها است.

هامائو²⁰ و همکاران (1990) وابستگی قیمت‌ها در کوتاه مدت و نوسانات قیمت‌ها در سه بازار بورس بین‌المللی را بررسی کرده‌اند. در این بررسی قیمت‌های باز و بسته روزانه‌ی شاخص مهم‌ترین سهام‌ها در بازارهای بورس توکیو، لندن و نیویورک مطالعه شده است. در این تحقیق برای کشف روابط قیمت‌گذاری از روش ناهمسانی شرطی خود توضیحی (ARCH) استفاده شده است. همچنین در این تحقیق علت سرریز²¹ نوسانات قیمت از نیویورک به توکیو و از لندن به توکیو و از نیویورک به لندن بررسی شده است. بر اساس نتایج این تحقیق، با کاهش قیمت اغلب سهام‌ها در اکتبر 1987، اثر سرریز نوسان قیمتی در جهات معکوس، مشاهده نشد.

¹⁷ Engle and Susmel

¹⁸ King and Wadhwani

¹⁹ Contagion

²⁰ Hamao

²¹ Spillover

3-2- مطالعات داخلی

کریمزاده (1385) رابطه‌ی بلند مدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی را با استفاده از روش همجمعی²² در اقتصاد ایران بررسی کرد. در این تحقیق رابطه‌ی بلند مدت شاخص قیمت سهام بورس تهران با متغیرهای کلان پولی با استفاده از نظریه پورتفولیو و تئوری اساسی فیشر و داده‌های ماهانه‌ی دوره‌ی 81-1369 بررسی شده است. متغیرهای مورد استفاده، شامل شاخص قیمت سهام بورس، نقدینگی، نرخ ارز حقیقی و نرخ سود واقعی بانکی بوده است. به منظور برآورد مدل تصریح شده از روش خود توضیح برداری با وقفه‌های توزیعی²³ (ARDL) استفاده شده است. بر اساس نتایج برآورد، وجود یک بردار همجمعی بین شاخص قیمت سهام بورس و متغیرهای کلان پولی تایید شده است. همچنین، رابطه‌ی بلندمدت برآوردی نشان دهنده‌ی تأثیر مثبت معنی دار نقدینگی و تأثیر منفی معنی دار نرخ ارز حقیقی و نرخ سود واقعی بانکی بر شاخص قیمت سهام بورس بوده است.

صمدی (1385) رابطه‌ی بلند مدت و کوتاه مدت متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار ایران را بررسی کرد. در این تحقیق از متغیرهای تولید ناخالص داخلی، حجم پول، شاخص قیمت مصرف کننده، نرخ ارز و درآمد حاصل از صادرات نفت و الگوی خود رگرسیونی برداری (VAR)²⁴ طی دوره‌ی 83-1369 استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان دهنده‌ی وجود ارتباط معنی دار بین اکثر متغیرهای اقتصاد کلان با شاخص قیمت سهام بوده است. این ارتباط در بلند مدت، با تولید ناخالص داخلی، مثبت، با حجم پول، منفی و با نرخ ارز و درآمدهای نفتی نیز مثبت بوده است. شاخص قیمت سهام با مقادیر دوره‌ی قبل خود، دارای ارتباط مثبت معنی دار بوده است. همچنین، تأثیر انحرافهای کوتاه مدت متغیرها روی شاخص قیمت سهام قابل توجه نبوده است.

مومنی و نجفی مقدم (1383) با استفاده از مدل تصمیم گیری چند معیاره‌ی TOPSIS، ضمن سنجش عملکرد، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران را رتبه بندی کردند. در این تحقیق با استفاده از متغیرهای بازده فروش، بازده دارایی‌ها، بازده سرمایه‌ی در گردش، شاخص سنجش سودمندی وام، دوره‌ی

²² Cointegration²³ Auto Regressive Distributed Lag²⁴ Vector Autoregressive

متوسط وصول مطالبات، نسبت درصد هزینه‌ها به کل فروش، سود هر سهم، نسبت قیمت به سود و ارزش افزوده‌ی اقتصادی، رتبه‌ی هر شرکت در صنعت خاص خود، مشخص شده است.

تقوی (1382) اثرات تغییر نرخ ارز بازار آزاد و جریان نقد آتی بر ارزش سهام شرکت‌های سهامی عام پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کرد. در این تحقیق ارتباط بین نوسانات نرخ ارز در بازار غیر رسمی یا بازار آزاد و عوامل موثر بر قیمت سهام شرکت‌های سهامی عام پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با تاکید بر عوامل مربوط به نقد شوندگی بررسی شده است. در این تحقیق از اطلاعات برخی از متغیرهای کلان اقتصادی، شامل دلار آمریکا در بازار غیر رسمی نرخ ارز، نرخ فروش سکه و نرخ طلای هجده عیار و همچنین اطلاعات میانگین قیمت کل بازار و عوامل موثر بر آن برای دوره‌ی 80-1377 به صورت روزانه استفاده شده است. تجزیه و تحلیل، بر اساس مدل‌های رگرسیونی چند متغیره، الگوهای اقتصاد سنجی، مدل‌های میانگین متحرک انباشته، مدل خودتوضیح (ARIMA)²⁵ و ضریب تعیین (R^2) با استفاده از مکانیسم آنالیز واریانس انجام شده است. نتایج نشان دهنده‌ی تاثیر متوسط نوسانات نرخ ارز در بازار آزاد بر عوامل مربوط به نقد شوندگی در سه متغیر تعداد خریداران، تعداد شرکت‌های معامله شده و دفعات خرید و تاثیر پایین این متغیر بر سایر عوامل بوده است. همچنین، میزان تاثیر عوامل نقد شوندگی بر میانگین قیمت سهام در ارتباط با متغیرهای تعداد خریداران و دفعات خرید تا حدودی بالا و در ارتباط با سایر متغیرها متوسط و پایین بوده است.

قالیباف اصل (1381) رابطه‌ی بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران و نرخ ارز را بررسی کرده است. در این تحقیق از متغیرهای بازدهی سهام (ناشی از تغییر شاخص قیمت سهام شرکت) درصد تغییرات نرخ ارز و بازدهی سهام شاخص بازار، به صورت شش ماهه، طی دوره‌ی 80-1375 استفاده شده است. بر اساس نتایج این تحقیق، درصد تغییرات نرخ ارز بر بازدهی سهام دارای اثر منفی بوده است. همچنین، درصد تغییرات نرخ ارز با یک وقفه‌ی زمانی بر بازدهی سهام شرکت‌ها دارای اثر مثبت بوده است.

²⁵ Auto Regressive Integrated Moving Average

4- معرفی مدل

در این تحقیق میزان و درجه‌ی اثر پذیری شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از تغییرات قیمت جهانی نفت و طلا با استفاده از مدل اقتصادسنجی $GARCH(1,1)$ مورد سنجش و پیش بینی قرار گرفته است. قیمت طلا در کشور، تابعی از شاخص قیمت جهانی طلا و نرخ ارز است. بنابراین، در این تحقیق از شاخص قیمت جهانی طلا (بر حسب دلار آمریکا) استفاده شده است. همچنین، شاخص قیمت جهانی نفت نیز به عنوان نماینده‌ی قیمت نفت مورد استفاده قرار گرفته است. دوره‌ی زمانی مورد بررسی داده‌های ماهانه طی دوره‌ی 1997-2006 است.

در این تحقیق علاوه بر رگرسیون‌های جداگانه از روش پیش بینی‌های ترکیبی نیز استفاده شده است. هدف از ترکیب پیش بینی‌ها بررسی نقش پیش بینی‌ها در بهبود دقت پیش بینی‌ها است. روش ترکیب پیش بینی‌ها، محاسبه‌ی ترکیب خطی پیش بینی‌ها است.

4-1- روش شناسی $GARCH$

کاربرد اغلب ابزارهای اقتصادسنجی سری‌های زمانی برای مدل‌سازی میانگین شرطی متغیرهای تصادفی است؛ در حالی که اغلب تئوری‌های اقتصادی برای کار با واریانس شرطی یا نوسانات یک فرآیند طراحی شده است. نوسانات بازارهای مالی، محققان را به مدل‌های کاربردی برای اندازه گیری و پیش بینی نوسانات بازدهی سهام و شاخص قیمت بازار بورس متمایل کرده است. تاکنون مدل‌های زیادی در مورد تحلیل نوسانات بازدهی سهام و شاخص قیمت پیشنهاد شده است. برای اولین بار، مدل خود توضیحی ناهمسانی شرطی ($ARCH$) توسط انگل (1982)،²⁶ برای مدل‌سازی و پیش بینی نوسانات و توصیف واریانس شرطی به عنوان فرآیند خود توضیحی مطرح شد. بیشتر سری‌های زمانی تحلیلی با استفاده از مدل $ARCH$ به وقفه‌های طولانی و تعداد زیاد پارامترهای تخمینی نیاز دارند. راه حل این مشکل استفاده از مدل تعمیم یافته‌ی $ARCH$ یا مدل

²⁶ Engle

$GARCH(p, q)$ به صورت روابط زیر است. این مدل به وسیله بولرسلو²⁷ در سال 1986 مطرح شده است.

$$y_t = X_{kt} a_k + e_t \quad (1)$$

$$e_t = J_t \sqrt{h_t} \quad (2)$$

در رابطه‌ی فوق، h_t نشانگر تابع واریانس‌های شرطی و به صورت رابطه‌ی زیر است.

$$h_t = g_0 + \sum_{i=1}^p g_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q f_j h_{t-j} \\ = g_0 + g(L) e_t^2 + f(L) h_t^2 \quad (3)$$

در رابطه‌ی فوق، $g(L) e_t^2$ عبارت $GARCH$ با مرتبه‌ی p و $f(L) h_t^2$ عبارت $ARCH$ با مرتبه‌ی q است.

شروط زیر برای پایایی واریانس و کوواریانس این مدل لازم است.

$$g_0 > 0, g_i \geq 0 \quad i = 1, \dots, p \quad (4) \\ f_j \geq 0 \quad j = 1, \dots, q$$

در اغلب موارد، مدل ساده‌ی $GARCH(1, 1)$ توضیح دهنده‌ی خوبی از انواع نوسانات است (کایادو، 2004). در این مطالعه از مدل سازی $GARCH(1, 1)$ استفاده شده است. این مدل رایج‌ترین مدل‌ها در مدل سازی سری‌های زمانی مالی با تناوب بالا است.

در مدل $GARCH(1, 1)$ پیش بینی واریانس‌های تغییر زمانی²⁸ به واریانس وقفه دار²⁹ دارایی‌ها وابسته است. هر افزایش یا کاهش غیرمنتظره‌ی بازده، در زمان t باعث افزایش تغییرپذیری مورد انتظار در دوره‌ی آینده می‌شود. مطابق با رابطه‌ی (3) در مدل $GARCH(1, 1)$ ، مقدار h_t به صورت رابطه‌ی زیر نشان داده می‌شود.

$$h_t = g_0 + g_1 e_{t-1}^2 + f_1 h_{t-1} \quad (5)$$

$$g_0 > 0, g_1 > 0, g_2 > 0 \quad (6)$$

که در آن e_{t-1}^2 نشان دهنده‌ی عبارت $ARCH$ و h_{t-1} نشان دهنده‌ی عبارت $GARCH$ است.

²⁷ Bollerslev

²⁸ Time varying variance

²⁹ Lagged variance

در حالت $g_1 + f_1 < 1$ واریانس غیر شرطی e_t به صورت زیر قابل محاسبه است.

$$var(e_t) = \frac{g_0}{1 - g_1 - f_1} \quad (7)$$

در این حالت، ضرایب مدل به آسانی قابل تفسیر است. با تخمین g_1 ، اثر اتفاقات جاری بر واریانس شرطی در نظر گرفته می‌شود و با تخمین f_1 دائمی بودن نوسانات در شوک یا اثر اتفاقات قبل بر نوسانات قابل محاسبه است. حاصل جمع g_1 و a_1 نرخ پاسخ به نوسانات است. هر چه این نرخ به عدد یک نزدیکتر باشد، اثر پاسخ به شوک‌ها و نوسانات دیرتر از بین می‌رود. به عبارت دیگر، با وارد شدن شوک جدید به بازار، شاخص قیمت برای مدت طولانی‌تری تحت تاثیر قرار می‌گیرد. در این بازارها اطلاعات قدیمی‌تر مهم‌تر از اطلاعات اخیر بوده و اثر این گونه اطلاعات دیرتر از بین می‌رود (مگنوس و فوسو، 2006).

مدل‌های $EGARCH$ و $TGARCH$ به عنوان حالت‌هایی از مدل $GARCH$ هستند. این مدل‌ها در بررسی‌های سری‌های زمانی مالی دارای کاربرد زیادی است.

5- بررسی تاثیر شاخص‌های نفت و طلا بر شاخص بورس

در این تحقیق با بررسی مطالعات گذشته و مقایسه‌ی مرتبه‌های مختلف مدل $GARCH(p, q)$ با توجه به آماره‌های آکائیک و شوارتز، مدل $GARCH(1, 1)$ نسبت به سایر مدل‌ها مناسب تشخیص داده شد. بنابراین، برای تخمین مدل $GARCH$ حالت $GARCH(1, 1)$ استفاده شده است. همچنین، به دلیل وجود نوسانات زیاد در شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از تفاضل مرتبه اول لگاریتم این متغیر (DLT) به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. بر این اساس، معادله‌ی زیر برای استخراج ضرایب $ARCH$ و $GARCH$ برآورد شده است (جدول 1 پیوست):

$$DLT = 0/48634 + 0/616962 ARCH(1) - 0/146403 GARCH(1) \quad (7)$$

$$(0/707783) \quad (0/908246) \quad (-0/199717)$$

$$DW = 0/121458$$

که در آن اعداد داخل پرانتز آماره‌ی z است.

ضریب برآوردی $ARCH$ نشان دهنده‌ی اثر اتفاقات جاری بر واریانس شرطی است. این ضریب ($0/617$) نشانگر این است که نوسان‌های زمان جاری

نقش زیادی در نوسان و انحراف شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران داشته است. همچنین، ضریب برآوردی $GARCH$ که برابر با $0/14$ - است، نشان دهنده‌ی دائمی بودن نوسانات در شوک یا اثر گذاری اتفاقات قبل بر نوسان‌های متغیر وابسته است. مجموع ضرائب $ARCH$ و $GARCH$ ، یعنی $0/470559$ نشان دهنده‌ی زودگذر بودن پاسخ به شوک‌های احتمالی است.

برای تحلیل اثر نوسانات ناشی از تغییرات قیمت جهانی نفت و طلا بر شاخص کل قیمت سهام بازار بورس تهران، ضریب $GARCH$ طبق رابطه‌ی (2) به صورت رادیکال، $[GARCH02 = GARCH01]^{\frac{1}{2}}$ به مدل اضافه شده است. لازم به یادآوری است که $GARCH01$ همان ضریب $GARCH$ در جدول (1) پیوست است. با توجه به نوسانات زیاد شاخص قیمت جهانی طلا، شاخص قیمت جهانی نفت و شاخص بورس اوراق بهادار تهران، از تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتمی متغیرها و روش حداقل مربعات معمولی³⁰ برای بررسی اثر این شوک‌ها استفاده شده است. این برآوردها به صورت جداگانه طی دوره‌ی 1997-2006 و با استفاده از اطلاعات ماهانه انجام شده است.

5-1- اثر شاخص قیمت جهانی طلا

مدل مورد نظر برای بررسی اثر نوسان‌های شاخص قیمت جهانی طلا بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران به صورت زیر است.

$$\dot{T}_t = a_0 + a_1 \dot{G}_{t-1} + a_2 GARCH\ 02_t \quad (8)$$

در رابطه‌ی فوق، \dot{T}_t نشانگر تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم شاخص بورس اوراق بهادار تهران (نرخ رشد شاخص بورس) یا DLT و \dot{G}_t نشانگر تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم شاخص قیمت جهانی طلا (نرخ رشد شاخص قیمت جهانی طلا) یا DLG است.

نتایج تخمین ضرایب رابطه‌ی فوق با استفاده از اطلاعات ماهانه به صورت زیر است (جدول 2 پیوست).

³⁰ Ordinary Least Square (OLS)

$$DLT = 0/1262 + 0/0119 DLG(-1) - 0/119 GARCH_{0.2} \quad (9)$$

(6/544349) (2/135153) (-5/921018)

$$R^2 = 0/234214 \quad DW = 1/77298$$

بر اساس نتایج تخمین، متغیر نرخ رشد شاخص قیمت جهانی طلا بر شکل گیری شاخص بورس، اثر مثبت داشته است. به عبارت دیگر افزایش قیمت جهانی طلا، افزایش شاخص قیمت سهام بورس تهران را در پی داشته است. ضریب متغیر $GARCH_{0.2}$ نشان دهنده‌ی اثر نوسانات بر شاخص بورس اوراق بهادار ایران است.

5-2- شاخص قیمت جهانی نفت

مدل مورد نظر برای بررسی اثر نوسان‌های شاخص قیمت جهانی نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران به صورت زیر است.

$$\dot{T}_t = a_0 + a_1 \dot{O}_{t-1} + a_2 GARCH_{0.2} \quad (10)$$

در رابطه‌ی فوق، \dot{T}_t نشانگر تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم شاخص بورس اوراق بهادار تهران (نرخ رشد شاخص بورس) یا DLT و \dot{O}_t نشانگر تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم شاخص قیمت جهانی نفت (نرخ رشد شاخص قیمت جهانی نفت) یا DLO است.

نتایج تخمین ضرایب رابطه‌ی فوق با استفاده از اطلاعات ماهانه به صورت زیر است (جدول 3 پیوست).

$$DLT = 0/126311 + 0/007334 DLO(-1) - 0/119665 GARCH_{0.2} \quad (11)$$

(6/559858) (3/206896) (-5/930257)

$$R^2 = 0/234377 \quad DW = 1/771069$$

(در رابطه‌ی فوق اعداد داخل پرانتز آماره‌ی t است).

بر اساس نتایج تخمین، تغییرات نرخ رشد شاخص قیمت جهانی نفت به طور معنی داری بر شاخص بورس، اثر مثبت داشته است، به طوری که افزایش این نرخ، افزایش شاخص قیمت سهام بورس تهران را در پی داشته است. همچنین، متغیر $GARCH_{0.2}$ به طور معنی داری دارای اثر منفی بر روی شاخص بورس اوراق بهادار بوده است. به عبارتی دیگر، نوسانات بر این شاخص اثر گذار بوده است.

3-5- بررسی میزان خطای پیش بینی

برای به دست آوردن سری‌های ابتدای دوره تا یک دوره جلوتر با روش حداقل مربعات معمولی از روابط (8) و (10) استفاده شد. بر اساس ضرایب معادلات برآوردی اثر شاخص قیمت جهانی طلا بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران بیشتر از شاخص قیمت جهانی نفت بوده است. در جدول (1) اندازه‌ی خطاهای گذشته برای پیش بینی‌های معادلات (8) و (10) مربوط به شاخص بورس اوراق بهادار تهران نشان داده شده است.

جدول ۱: خطای پیش بینی مدل‌های برآوردی

نفت	طلا	آماره‌ی تعیین میزان خطای پیش بینی
0/026045	0/026085	MAE^{31}
0/035183	0/035187	$RMSE^{32}$
0/529659	0/529760	$THEIL^{33}$

ماخذ: محاسبات محققان

بر اساس اطلاعات جدول (1) میزان خطای پیش بینی شاخص‌های قیمت جهانی طلا (GI) و قیمت جهانی نفت (OI) اندک است. به عبارتی دیگر، مدل برای پیش بینی مناسب است. با توجه به نزدیکی آماره‌های خطاها، استفاده از هر کدام از شاخص‌ها در مدل (شاخص قیمت جهانی نفت یا طلا)، خطای پیش بینی قابل توجهی نخواهد داشت.

³¹ Mean Absolute Error: یکی از آماره‌های تعیین میزان خطای پیش بینی است که بستگی به مقیاس متغیر وابسته دارد. این آماره به عنوان معیاری نسبی برای مقایسه‌ی پیش بینی‌های حاصل از سری‌های مشابه در مدل‌های مختلف است. در این آماره، خطای کمتر، نشان دهنده‌ی توانایی بهتر پیش بینی مدل است.

³² Root Mean Squared Error: یکی از آماره‌های تعیین میزان خطای پیش بینی است که بستگی به مقیاس متغیر وابسته دارد. این آماره معیاری نسبی برای مقایسه‌ی پیش بینی‌های حاصل از سری‌های مشابه در مدل‌های مختلف است. در این آماره خطای کمتر، نشان دهنده‌ی توانایی بهتر پیش بینی مدل است.

³³ Theil Inequality Coefficient: یکی دیگر از آماره‌های تعیین خطای پیش بینی است. مقدار این آماره بین صفر و یک متغیر است. در این آماره مقدار صفر نشان دهنده‌ی برازش کامل است.

6- پیش بینی های مرکب شاخص بورس اوراق بهادار تهران

برای تعیین قدرت تاثیر مرکب بازارهای خارج از بورس (نفت و طلا) بر بازار بورس تهران از مدل فر و شیلر (1990) به صورت زیر استفاده شده است.

$$T_t - T_{t-1} = a_0 + a_1(\hat{T}_{gt,t-1} - T_{t-1}) + a_2(\hat{T}_{ot,t-1} - T_{t-1}) + e_t \quad (12)$$

$$TO = \hat{T}_{ot,t-1} - T_{t-1}, \quad TG = \hat{T}_{gt,t-1} - T_{t-1} \quad (13)$$

در رابطه ی فوق، $\hat{T}_{gt,t-1}$ پیش بینی یک دوره جلوتر T_t بر اساس رابطه ی (8) است. همان طور که توضیح داده شده، رابطه ی فوق، مدلی با استفاده از شاخص قیمت جهانی طلا (GI) بر اساس اطلاعات در دسترس در زمان $t-1$ و تخمین حداقل مربعات معمولی برای هر دوره ی t است. همچنین $\hat{T}_{ot,t-1}$ نیز نشان دهنده ی پیش بینی یک دوره جلوتر T_t بر اساس رابطه ی (10) است. معادله ی (10) با استفاده از شاخص قیمت جهانی نفت (OI) برآورد شده است. در رابطه ی فوق، $e \approx IN(0, d_e^2)$ جمله ی خطا است.

نتایج تخمین ضرایب رابطه ی فوق به صورت زیر است (جدول 4 پیوست).

$$DLDT = 0/000154 + 1/318145 \quad TG - 0/676205 \quad TO \\ (0/048446) \quad (0/310220) \quad (-0/158660) \quad (14)$$

$$R^2 = 0/186738 \quad DW = 2/118478$$

بر اساس نتایج برآورد، متغیر TG بر روی متغیر $DLDT$ دارای تاثیر مثبت است. به عبارتی دیگر، با یک واحد تغییر در مقدار پیش بینی شده ی دوره ی بعد شاخص قیمت جهانی طلا، شاخص قیمت سهام بورس تهران به میزان $1/31$ واحد قابل تغییر است. همچنین، ضریب متغیر TO نشان دهنده ی اثر منفی $(-0/67)$ تغییر مقدار پیش بینی شده ی دوره ی بعد شاخص قیمت جهانی نفت بر شاخص قیمت سهام بورس تهران است. همچنین، نتایج نشان دهنده ی تاثیر بیشتر تغییرات شاخص قیمت جهانی طلا بر شاخص قیمت سهام بورس تهران نسبت به شاخص قیمت جهانی نفت است.

7- ارزیابی مدل‌های تخمینی

آزمون‌های مورد استفاده برای صحت برآوردها شامل آزمون نرمالیتی باقی‌مانده‌ها ($J-B$)، آزمون ناهمسانی شرطی ($ARCH$)، آزمون ناهمسانی ($White$)، آزمون محدودیت ضرایب والد ($Wald$) و آزمون دوربین واتسون (DW) است.

7-1- آزمون نرمالیتی باقیمانده‌ها

از آزمون نرمالیتی باقیمانده‌ها ($J-B$)³⁴ برای تعیین نرمال بودن پسماندهای سری‌ها استفاده می‌شود. آماره‌ی آزمون، اختلاف کشیدگی پسماندها را با توزیع نرمال اندازه می‌گیرد.

جدول 2: مقادیر آماره‌ی نرمالیتی

6/953337	نرمالیتی باقیمانده‌ها ($J-B$)
0/0730910	احتمال
0/034159	انحراف معیار

ماخذ: محاسبات محققان

نتایج جدول فوق، نشان دهنده‌ی نرمال بودن باقی مانده‌ها است.

7-2- آزمون ناهمسانی شرطی

برای بررسی وجود یا عدم وجود ناهمسانی شرطی ($ARCH$) بر اساس باقیمانده‌های استاندارد شده‌ی معادله‌ی (12) از آزمون ضریب لاگرانژ استفاده می‌شود. به عبارتی دیگر، بر اساس این آزمون، در صورت مشخص بودن واریانس معادله، نباید هیچ حالتی از $ARCH$ در باقیمانده‌های استاندارد شده وجود داشته باشد. فرضیات این آزمون به صورت زیر است.

در مدل جزء $ARCH$ و $GARCH$ وجود دارد: H_0 :

در مدل جزء $ARCH$ و $GARCH$ وجود ندارد: H_1 :

³⁴ Jarque-Bera

جدول 3: نتایج آزمون ناهمسانی شرطی ARCH

آزمون ناهمسانی شرطی ARCH			
0/00000	احتمال	39/57167	آماره F
0/00000	احتمال	29/95300	NR^2 (مشاهدات $\times R^2$)

ماخذ: محاسبات محققان

با توجه به نتایج جدول 3، در مدل، جزء ARCH و GARCH وجود ندارد. به عبارت دیگر نوسانات ناشی از تغییرات شاخص‌های قیمت‌های جهانی نفت و طلا که منجر به انحراف و نوسان شاخص قیمت سهام می‌شود، از مدل بیرون کشیده شده است و در مدل وجود ندارد.

7-3- آزمون ناهمسانی

فرضیات آزمون همسانی (White) برای تشخیص همسانی معادله (12) به صورت زیر است.

H_0 : معادله‌ی (12) همسان است

H_1 : معادله‌ی (12) ناهمسان است

جدول 4: نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

آزمون ناهمسانی White				
0/00000	احتمال	13/84935	آماره F	
0/00000	احتمال	38/81825	NR^2 (مشاهدات $\times R^2$)	
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
C	0/000988	0/000154	6/393139	0/0000
TG	0/060732	0/200780	0/302481	0/7628
TG^2	7/88591	7/624823	1/034242	0/3032
TO	-0/070946	0/201348	-0/352355	0/7252
TO^2	-7/660722	7/673770	-0/998300	0/3203

ماخذ: محاسبات محققان

با توجه به آماره‌ی این آزمون، بین باقیمانده‌ها و متغیرهای توضیحی نیز رابطه‌ای وجود نداشته است. همچنین با استفاده از مقادیر F و NR^2 نیز همسانی مدل تایید شده است.

7-4- آزمون محدودیت ضرایب

آزمون‌های محدودیت ضرایب (Wald) برای شاخص قیمت طلا و شاخص قیمت نفت به ترتیب در جداول (5) و (6) نشان داده شده است. بر اساس نتایج آماره‌های این جداول، کلیه ضرایب در روابط (8) و (10) مخالف صفر هستند.

جدول 5: آزمون محدودیت ضرایب والد رابطه‌ی 8

0/00000	احتمال	21/53957	آماره‌ی F
0/00000	احتمال	43/07915	آماره‌ی χ^2

ماخذ: محاسبات محققان

جدول 6: آزمون محدودیت ضرایب والد رابطه‌ی 10

0/00000	احتمال	21/55644	آماره‌ی F
0/00000	احتمال	43/11287	آماره‌ی χ^2

ماخذ: محاسبات محققان

8- مقایسه‌ی خطای پیش بینی جداگانه و مرکب

در این قسمت واریانس خطای پیش بینی جداگانه³⁵ (معادلات 8 و 10) و مرکب³⁶ (معادله‌ی 12) تجزیه و تحلیل شده است.

جدول 7: واریانس خطاهای پیش بینی

پیش بینی جداگانه		
0/00124842	نفت	طلا
0/001248703		
پیش بینی مرکب		
0/001166837	نفت-طلا	

ماخذ: محاسبات محققان

بر اساس نتایج جدول فوق، واریانس خطای پیش بینی مرکب کمتر از واریانس خطای پیش بینی جداگانه است. بنابراین، دقت تخمین بیشتر است. به عبارتی دیگر، در صورت در نظر گرفتن هر دو شاخص قیمت نفت و قیمت طلا، پیش بینی مدل دقیق‌تر است.

³⁵ Individual Forecast

³⁶ Combined Forecast

اندازه‌ی خطاهای پیش بینی مرکب برای معادله‌ی (12) به صورت زیر است.

جدول 8: خطاهای پیش بینی مرکب شاخص بورس اوراق بهادار تهران

آماره	نفت - طلا
MAE	0/026103
RMSE	0/34014
THEIL	0/629604

ماخذ: محاسبات محققان

مقایسه‌ی خطاهای پیش بینی مرکب شاخص بورس اوراق بهادار تهران با خطاهای پیش بینی جداگانه‌ی این متغیرها نیز نشان دهنده‌ی برتری پیش بینی مرکب نسبت به پیش بینی‌های جداگانه است.

در نهایت اثر بیرون کشیدن نوسانات حاصل از تغییرات قیمت شاخص‌های هر دو بازار در زمان مشابه بر شاخص قیمت سهام، آزمون شده است. به این صورت که با وارد کردن هر دو شاخص قیمت جهانی نفت و طلا، تغییرات این دو شاخص به طور همزمان در مدل و اثرگذاری هرکدام بر قیمت سهام بورس تهران توسط رابطه‌ی (15) بررسی شده است.

$$T_t = a_0 + a_1 G_{t-1} + a_2 O_{t-1} + a_3 GARCH_{02} + e_t \quad (15)$$

نتایج تخمین رابطه‌ی فوق به صورت زیر است (جدول 5 پیوست).

$$DLT = 0/1325 - 0/00017 G(-1) - 0/0001 O(-1) - 0/116 GARCH_{02} \\ (5/83) \quad (-0/24) \quad (-0/23) \quad (-5/62) \\ R^2 = 0/243686 \quad DW = 1/747506$$

مطابق با نتایج رابطه‌ی فوق اثر شاخص قیمت جهانی طلا بر شاخص قیمت بورس تهران بی‌معنی است. همچنین، ضرائب برآورد شده با نظریه‌ی اثر مثبت شاخص طلا بر شاخص قیمت سهام منطبق نبوده است. اثر شاخص قیمت جهانی

نفت بی‌معنی و با نظریه‌ی اثر مثبت شاخص نفت بر شاخص قیمت سهام منطبق نبوده است.

بنابراین، با انتخاب همه‌ی شاخص‌ها به طور همزمان در یک معادله و برآورد معادله، قدرت اثر بازارهای نفت و طلا به صورت جداگانه بر بازار سهام ایران قابل بررسی نیست. به همین دلیل، ضرائب بی‌معنی شده است. بنابراین، رویکرد پیش‌بینی‌های مرکب را می‌توان درست در نظر گرفت. علی‌رغم آمارهای سوال برانگیز در نتایج رگرسیون معادله‌ی (15) و ضعف اقتصادی ضرایب، از آنها برای پیش‌بینی شاخص قیمت سهام استفاده می‌شود. نتایج خطای پیش‌بینی در جدول زیر نشان داده شده است.

جدول 9: خطای پیش‌بینی به دست آمده از معادله‌ی (15)

آماره	نفت - طلا
MAE	0/025873
RMSE	0/034972
THEIL	0/526377

ماخذ: محاسبات محققان

خطای پیش‌بینی حاصل از برآورد معادله‌ی (15)، نشان‌دهنده‌ی برتری آن نسبت به پیش‌بینی‌های تک‌تک مدل‌ها (جدول 1) است. به عبارت دیگر توان پیش‌بینی مدل ترکیبی بهتر از پیش‌بینی تکی است.

9- جمع‌بندی و پیشنهادها

در این تحقیق تاثیر شاخص قیمت جهانی طلا و شاخص قیمت جهانی نفت بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده است. در این تحلیل از روش شناسی GARCH با کاربرد زیاد در توصیف پدیده مالی با تناوب بالا استفاده شده است. نتایج نشان‌دهنده‌ی اثر بیشتر موقعیت بازار طلا نسبت به شاخص نفت بر شاخص بورس تهران در دوره مورد بررسی (داده‌های ماهانه‌ی دوره‌ی 1997-2006) بوده است. به عبارت دیگر باوجود تاثیرات انکارناپذیر تغییرات قیمت جهانی نفت بر بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان، به دلیل کوچک بودن بازار سرمایه‌ی ایران و تاخیر در اثرگذاری تغییرات قیمت نفت بر سودآوری و

قیمت سهام شرکت‌ها، شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران واکنش محدودی در قبال تغییرات قیمت جهانی نفت داشته است.

با توجه به شناخت اغلب خانوارها از سرمایه گذاری در زمینه‌ی طلا نسبت به سایر بازارهای سرمایه، سرمایه گذاری در طلا به عنوان یک رقیب جدی برای بازار سرمایه است. بر این اساس واکنش شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به تغییرات قیمت جهانی طلا شدیدتر از تغییرات قیمت جهانی نفت است. بنابراین بر اساس تغییرات شاخص قیمت جهانی طلا، تغییرات شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران قابل پیش بینی است. تحلیل تغییرات مورد انتظار برای جذب هر چه بیشتر پس اندازها و نقدینگی بخش خصوصی به منظور تأمین مالی پروژه‌های سرمایه گذاری بلند مدت و کمک به افزایش رشد اقتصادی کشور مفید است. این نتایج بر اساس تخمین معادلات پیش بینی شاخص قیمت بازار بورس و تحلیل پیش بینی مرکب انجام شده است.

بر اساس نتایج این تحقیق علاوه بر پیشنهاد افزایش طول دوره‌ی زمانی برای تحقیقات آینده، بررسی اثر سایر متغیرهای بازار سرمایه مانند حجم مبادلات و ارزش بازاری سهام شرکت‌ها نیز مورد تاکید است. همچنین با توجه به اثرگذاری عوامل متعدد داخلی بر تغییرات شاخص قیمت سهام، برای کاهش اثرات عوامل جزئی و کوتاه مدت بر شاخص قیمت سهام، استفاده از فیلترهای مناسب هموار کننده‌ی داده‌های سری زمانی بهتر است. علاوه بر آن، بررسی روند اثرگذاری شاخص قیمت بازار سرمایه در چند کشور منتخب (از جمله بورس اوراق بهادار کشورهای مجاور) بر شاخص قیمت سهام بورس تهران برای تکمیل نتایج، مفید است.

فهرست منابع:

- تقوی، مهدی، "اثرات تغییر نرخ ارز بازار آزاد و جریان نقد آتی بر ارزش سهام شرکتهای سهامی عام پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۱۰، ۱۳۸۲.
- داورزاده، مهتاب، پیش بینی شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: رویکردی بر تحلیل تکنیکی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، ۱۳۸۶.
- صمدی، سعید، "بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار ایران"، مجله دانشکده علوم اداری و اقتصاد (دانشگاه اصفهان)، ویژه نامه مدیریت و حسابداری، شماره ۴۰، ۱۳۸۵.
- قالیباف اصل، حسن، بررسی اثر نرخ ارز بر روی ارزش شرکت در ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد مدیریت، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، ۱۳۸۱.
- کریمزاده، مصطفی، "بررسی رابطه بلند مدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران"، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، شماره ۲۶، ۱۳۸۵.
- مومنی، منصور و نجفی مقدم، علی، "ارزیابی عملکرد اقتصادی شرکت های پذیرفته شده در بورس تهران (مدل TOPSIS)"، فصلنامه بررسی های اقتصادی، دوره اول، شماره سوم، ۱۳۸۳، صص ۷۵-۵۵.

- Blair, B., Poon, S. and Taylor, S. J., "Asymmetric and Crash Effects in Stock Volatility for the S&P 100 Index and its Constituents," *Applied Financial Economics*, No. 12, 2002, pp. 319-329.
- Bollerslev, T., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, No. 31, 1986, pp. 307-327.
- Caiado, J., "Modelling and Forecasting the Volatility of the Portuguese Stock Index PSI-20," *MPRA Paper*. No. 2077, posted 07, 2004.
- Clemen, R.T. and Winkler, R.L., "Combining Economic Forecasts," *Journal of Business and Economic Statistics*, No. 4, pp. 39-46.
- Engle, R.F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of the United Kingdom Inflation," *Journal of Econometrica*, No. 50, 1982, pp. 987-1008.
- Engle, R.F. and Susmel, R., "Common Volatility in International Equity Markets," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 11, issue 2, 1993, pp. 167-76.

- Fair, R.C, and Shiller, R.J., "Comparing Information in Forecasts from Econometric Models," The American Economic Review, Vol. 80, No. 3, 1990, pp. 375-89.
- Hamao, Y., Masulis, R.W., and Ng, V., "Correlations in Price Changes and Volatility Across International Stock Markets," The Review of Financial Studies, No. 3, 1990, pp. 281-307.
- King, M.A., and Wadhwani, S., "Transmission of Volatility between Stock Markets," The Review of Financial Studies, No. 3, 1990, pp. 5 - 33.
- Magnus, F.J. and Fosu, O.E., "Modelling and Forecasting Volatility of Returns on the Ghana Stock Exchange Using GARCH Models," MPRA Paper, No. 593, posted 07, 2006.
- Siourounis, G.D., "Modelling Volatility and Testing for Efficiency in Emerging Capital Markets: The Case of the Athens Stock Exchange," Applied Financial Economics, No. 12, 2002, pp. 47-55.
- Wdowinski, P., Aneta, Z.P., "The Warsaw Stock Exchangex Index WIG: Modelling and Forecasting," Cesifo Working Paper, No. 1570, Capter6: Monetary Policy and International Finance, October 2005 .



Investigating the Influence of World Price of Gold and Oil on the Tehran Stock Exchange Index: Modelling and Forecasting

Saeed Samadi (Ph.D.), Zohreh Shirani Fakhri (M.Sc.) and Mahtab Davarzadeh (M.Sc.) *

Abstract:

Stock market is an official market where the stocks exchange under the special regulations and naturally there are several factors which interfere in the forming of information, the view of investors and in the stock index of firms. Some of these factors are domestic and the others are results of the condition of outside variable of domestic economic bound. In this regard, world price of oil as a robust exogenous variable, affects on several economic variable like stock exchange index. On the other hand, world price of gold, also, as a very important variable defines several international monetary and financial changes. (Despite the fact that this role decreases during the time). In this paper we have assessed an influence of the world price index of gold and the world price index of oil on the Tehran stock exchange index by using monthly data from 1/1997 to 12/2006 within a framework of a GARCH model. In this model we identify and choose suitable procedure for forecasting dependent variable. Then, we apply a procedure of checking predictive quality of econometric models as proposed by Fair and Shiller (1990) for investigating the impact of world price index of gold and the world price index of oil on the Tehran stock exchange index. We have found that the world price index of gold has relatively more robust impact than the world price index of oil on the Tehran stock exchange index.

JEL classification: G22, G0

Keywords: Tehran stock exchange index, ARCH and GARCH models, forecasting, world price index of gold, world price index of oil

* Assistant Professor and graduates of economics, respectively-Isfahan University, Iran.

پیوست

جدول ۱: استخراج ضرایب ARCH و GARCH

Dependent Variable: C				
Method: ML - ARCH				
Sample(adjusted): 1997:02 2006:12				
Included observations: 119 after adjusting endpoints				
Convergence achieved after 42 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
DLT	8.809826	2.387931	3.689314	0.0002
Variance Equation				
C	0.486340	0.687131	0.707783	0.4791
ARCH(1)	0.616962	0.679289	0.908246	0.3637
GARCH(1)	-0.146403	0.733051	-0.199717	0.8417
Mean dependent var	1.000000	S.D. dependent var		0.000000
S.E. of regression	0.965870	Akaike info criterion		2.753983
Sum squared resid	107.2841	Schwarz criterion		2.847399
Log likelihood	-159.8620	Durbin-Watson stat		0.121458

ماخذ: نتایج برآورد به وسیله نرم افزار Eviews5

جدول ۲: برآورد مدل اثر شاخص قیمت جهانی طلا بر شاخص بورس اوراق بهادار

Dependent Variable: DLT				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1997:03 2006:12				
Included observations: 118 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.126213	0.019286	6.544349	0.0000
DLG(-1)	0.011867	0.087804	2.135153	0.0027
GARCH02	-0.119560	0.020193	-5.921018	0.0000
R-squared	0.234214	Mean dependent var		0.013858
Adjusted R-squared	0.220896	S.D. dependent var		0.040381
S.E. of regression	0.035643	Akaike info criterion		-3.805433
Sum squared resid	0.146099	Schwarz criterion		-3.734992
Log likelihood	227.5206	F-statistic		17.58623
Durbin-Watson stat	1.772980	Prob(F-statistic)		0.000000

ماخذ: نتایج برآورد به وسیله نرم افزار Eviews5

$$DLT = 0.12 + 0.011 \times DLG(-1) - 0.11 \times GARCH.02$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۳: برآورد مدل اثر شاخص قیمت جهانی نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار

Dependent Variable: DLT		Method: Least Squares		
Date: 04/16/07 Time: 15:20		Sample(adjusted): 1997:03 2006:12		
Included observations: 118 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.126311	0.019255	6.559858	0.0000
DLO(-1)	0.007334	0.035450	3.206896	0.0365
GARCH02	-0.119665	0.020179	-5.930257	0.0000
R-squared	0.234377	Mean dependent var		0.013858
Adjusted R-squared	0.221062	S.D. dependent var		0.040381
S.E. of regression	0.035639	Akaike info criterion		-3.805647
Sum squared resid	0.146067	Schwarz criterion		-3.735206
Log likelihood	227.5332	F-statistic		17.60225
Durbin-Watson stat	1.771069	Prob(F-statistic)		0.000000

ماخذ: نتایج برآورد به وسیله نرم افزار Eviews5

$$DLT = 0.126 + 0.007 \times DLO(-1) - 0.12 \times GARCH02$$

جدول ۴: نتایج برآورد رابطه (۱۲)

Dependent Variable: DLDT				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1997:03 2006:12				
Included observations: 118 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000154	0.003172	0.048446	0.9614
TG	1.318145	4.249071	0.310220	0.7570
TO	-0.676205	4.261973	-0.158660	0.8742
R-squared	0.186738	Mean dependent var		0.000429
Adjusted R-squared	0.172594	S.D. dependent var		0.037879
S.E. of regression	0.034455	Akaike info criterion		-3.873229
Sum squared resid	0.136522	Schwarz criterion		-3.802788
Log likelihood	231.5205	F-statistic		13.20289
Durbin-Watson stat	2.118478	Prob(F-statistic)		0.000007

ماخذ: نتایج برآورد به وسیله نرم افزار Eviews5

$$DLDT = 0.000154 + 1.318 \times TG - 0.676 \times TO$$

$$\hat{T}_{gt} - T_{t-1} = TG \quad \text{و} \quad \hat{T}_{ot} - T_{t-1} = TO$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
رتال جامع علوم انسانی

جدول 5: نتایج برآورد رابطه‌ی (15)

Dependent Variable: DLT				
Method: Least Squares		Sample(adjusted): 1997:02 2006:12		
Included observations: 119 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.132517	0.022713	5.834395	0.0000
G(-1)	-0.000179	0.000742	-0.241700	0.8094
O(-1)	-0.000119	0.000508	-0.234153	0.8153
GARCH02	-0.116091	0.020623	-5.629118	0.0000
R-squared	0.243686	Mean dependent var		0.013515
Adjusted R-squared	0.223956	S.D. dependent var		0.040383
S.E. of regression	0.035575	Akaike info criterion		-3.801322
Sum squared resid	0.145540	Schwarz criterion		-3.707906
Log likelihood	230.1787	F-statistic		12.35107
Durbin-Watson stat	1.747506	Prob(F-statistic)		0.000000

ماخذ: نتایج برآورد به وسیله‌ی نرم افزار Eviews5

$$DLT = 0.13 - 0.000179 \times G(-1) - 0.000119 \times O(-1) - 0.11 \times GARCH02$$



بررسی دلایل تغییرات قیمت طلا و ارز در اقتصاد ایران

دکتر حمداله پیشرو - استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز - گروه اقتصاد hampish@yahoo.com

تثبیت قیمت هر کالا و خدمات به شرایط عرضه و تقاضا برای آن کالا بر می گردد. بر حسب اصول اقتصاد خرد با برخورد نیروهای عرضه و تقاضا قیمت شکل می گیرد. به طور کلی، نرخ ارز از برخورد نیروهای عرضه و تقاضای ارز در بازار پول خارجی تعیین می شود. تقاضا برای ارز خارجی عمدتاً برای ورود کالا و خدمات از خارج و انجام سرمایه گذاری در خارج و اعطای وام به خارج ایجاد می شود. عرضه ارز خارجی نیز از طریق صدور کالا و خدمات و دریافت وام از خارج و ورود سرمایه خارجی حاصل می شود. آیا این شرایط در وضعیت فعلی اقتصاد ایران نیز صادق است و با این تحلیل می توان تغییرات بازار ارز را تحلیل نمود؟

تعیین قیمت ارز در شرایط تعادل عرضه و تقاضا، بستگی به عملکرد نیروهای بازار و ساختار اقتصاد یک کشور دارد. به عبارت دیگر عملکرد صحیح بازار ارز در اقتصاد به عملکرد سایر بازارهای مالی و پولی بستگی دارد. همچنین تعیین میزان متغیرهای اقتصادی همچون میزان مالیات، میزان حجم پول و نقدینگی و مخارج بهینه دولت همه در صحت نظام اقتصادی یک کشور موثر بوده و در صورت عدم تعیین دقیق و یا عدم کارکرد مناسب آنها موجب می شود تا در صورت خارج شدن اقتصاد از تعادل، نیروهای بازار اقتصاد را بسوی تعادل هدایت ننمایند و در نهایت اقتصاد در شرایط بی ثباتی قرار گیرد. برای مثال نظام مالیاتی در اقتصاد بعنوان محور تعادل در اقتصاد محسوب می گردد که متأسفانه در اقتصاد ایران بعنوان گسترده بودن اقتصاد زیر زمینی و مخفی بودن این فعالیتها (در حدود ۴۰ درصد کل اقتصاد)، میزان مالیات دریافتی با میزان واقعی آن برابر نبوده لذا این ابزار کمتر می تواند باعث تعادل در اقتصاد ایران گردد. از طرف دیگر عدم پرداخت مالیات توسط گروه ای از فعالان اقتصادی باعث افزایش کاذب قدرت خرید آنها شده و آنها با سرمایه جمع آوری شده، تقاضای کاذب را در بازارهای مختلف ایجاد می نمایند و باعث اختلال در بازار بخصوص در بازار ارز خواهند شد. یکی دیگر از آثار عدم کارایی نظام مالیاتی، عدم تامین نیازهای مالی دولت است که برای تامین نیازهای بودجه ای، دولت ناچار به افزایش حجم نقدینگی و استقراض خواهد شد که باز بعثت عدم برگشت آن از طریق مالیات باعث انباشتگی نقدینگی در اقتصاد خواهد شد که اقدامات بانک مرکزی در طی چند سال نظیر انتشار اوراق مشارکت و غیره نیز کمتر توانسته است نقدینگی موجود را جمع آوری نماید. این موضوع در کنار سایر عوامل نظیر شفاف نبودن سیاستهای پولی و مالی و تغییرات لحظه ای آن موجب پایین آمدن اعتماد عمومی به سیاستهای دولت شده و جو روانی و کاذبی را ایجاد می نماید که موجب کاهش اعتماد به پول ملی و هجوم به بازار ارز خارجی در جهت تغییر ذخایر مالی از ریال به ارز خارجی و طلا خواهد شد. البته نقش عوامل خارجی (تحریم های بین المللی) در ایجاد تقاضای کاذب در بازار ارز بی تاثیر نمی باشد که در این موضوع نیز عملکرد بانک مرکزی در شفاف سازی موضوع و اطمینان به مردم می تواند به ثبات بازار کمک موثری شود که متأسفانه در این خصوص نیز ضعف های زیادی مشاهده می گردد. تجربه در فروش سکه و ارز توسط بانک مرکزی نیز در طی ماههای اخیر نشان داد که این اقدامات کمتر باعث ثبات بازار طلا و ارز شده است و این بازار با نقدینگی سرگردان موجود در دست سوداگران قرار گرفته است. بر حسب قانون عرضه و تقاضا با افزایش نرخ ارز باید تقاضا برای ارز کاهش پیدا نماید زیرا واردات کالا با قیمت بالاتر به

کشور وارد خواهد شد و باید تقاضا برای این کالاها کاهش یابد که متأسفانه بدلیل قدرت خرید بالای برخی دهکهای درآمدی (که برخی از این افراد در بخشهای اقتصاد زیر زمینی فعالیتمی نمایند) همواره تقاضا برای کالاهای وارداتی با قیمت بالاتر در اقتصاد ایران وجود داشته است. باز تجربه اقدامات بانک مرکزی و سازمانهای متولی در طی دهه گذشته نشان میدهد که با انتشارت همزمان اوراق مشارکت ، فروش سهام بانکها در بازار بورس ، فروش طلا و غیره ، همیشه نقدینگی در جامعه برای خرید همه این کالاها و خدمات وجود داشته است. برآستی حجم نقدینگی سرگردان در اقتصاد ایران چقدر است ؟

پس بنابراین برای ثبات بازار ارز و طلا در اقتصاد ایران باید چندین اقدام مهم صورت پذیرد که مهمترین آنها اصلاحات ساختاری است. اصلاح نظام مالیاتی در جهت افزایش ظرفیت مالیاتی و افزایش منابع مالی دولت ضمن جلوگیری از افزایش کاذب قدرت خرید گروهی از فعالان اقتصادی که از پرداخت مالیات فرار می نمایند باعث محدود شدن افزایش حجم نقدینگی و کاهش میزان تقاضا به بازار ارز و طلا خواهدشد. هر چند که باید گفت که این گروه بیشترین مصرف کنندگان ارز در خرید کالاهای وارداتی (نظیر خودرو های گران قیمت وارداتی) ، سفر تفریحی به سایر کشورها و غیره می باشند. تجربه تغییرات بسیار بالا در بازار ارز در طی ۱۰ ماه اول سال ۱۳۹۰ همه نشان از آسیب پذیر بودن ثبات و تعادل بازار ارز و طلا است که عدم تاثیر گذاری اقدامات سازمانهای متولی نیز در این راستا همه نشان از عدم شناخت کافی از وضعیت بازار ارز خارجی و عوامل موثر بر آن و مشکلات ساختاری در اقتصاد است که لازم است سازمانهای متولی با کمک اقتصاددانان در برنامه ها و اقدامات خود تجدید نظر بعمل آورند.



تاثیر نرخ ارز بر قیمت تمام‌شده کالاهای اساسی

افزایش در نرخ ارز سبب می‌شود قیمت تمام‌شده کالاهایی از جمله گوشت قرمز، مرغ، تخم‌مرغ و لبنیات که تولید آنها وابسته به واردات مواد اولیه و نهاده‌های تولید است، افزایش یابد، ضمن اینکه افزایش نااطمینانی ناشی از افزایش نرخ ارز، هجوم نقدینگی سرگردان به فعالیت‌های غیرمولد و سفته بازی را نیز به دنبال دارد.

تنظیم بازار از جمله عواملی است که نمی‌توان مسئولیت آن را تنها متوجه یک وزارتخانه دانست، اگرچه مدیریت و راهبری باید در اختیار تنها یک مجموعه از دولت باشد؛ اما به طور قطع تمام دستگاه‌های دیگر دولتی نیز باید دست به دست هم داده و شرایطی را فراهم کنند که ابزارهای لازم برای تنظیم بازار در دسترس وزارتخانه متولی قرار گیرد. لایلا مرادی، کارشناس معاونت بازرگانی داخلی وزارت صنعت، معدن و تجارت در یادداشتی به بررسی مشکلات و مسائل پیش روی تنظیم بازار کشور پرداخته است:

"با عنایت به اینکه تنظیم بازار، مجموعه‌ای از مقررات و سیاست‌هایی است که جهت حمایت از عوامل اصلی بازار یعنی تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان و برای کنترل متغیرهای اصلی بازار از جمله مقدار و قیمت، از سوی دولت اعمال می‌شود، پر واضح است که محدود به یک نهاد و یا وزارتخانه خاص نمی‌شود؛ بلکه کل بخش‌های اقتصاد کشور را شامل خواهد شد؛ بنابراین پدیده‌ای مثل گرانی یا تورم نمی‌تواند ختم به یک ارگان یا سازمان شود و باید با هماهنگی کل ساختار اقتصاد کشور، حل شود. همچنین بخشی از آن نیز از حیطه و وظایف و اختیارات یک وزارتخانه خاص خارج است.

مهمترین دلایل به هم خوردن تنظیم بازار را می‌توان عدم تامین، تهیه و تولید محصولات از جمله کالا و خدمات مورد نیاز بازار از لحاظ کمی و کیفی دانست که خود ناشی از نوسانات اقتصادی، نوسانات فصلی و یا نوسانات تصادفی یا غیرمنظم است. در واقع، هر زمان و هر جا عرضه محدود شود، تقاضای کاذب رشد می‌کند و نوعی عدم تعادل و بی‌نظمی در بازار پدیدار می‌شود.

توضیح اینکه نوسانات اقتصادی مشتمل بر شرایط سیاسی، وضعیت و قیمت بازار جهانی انرژی به ویژه نفت و گاز، وضعیت اقتصادی کشورهای طرف تجاری و ارزش پول ملی است. از سوی دیگر، نوسانات فصلی نیز شامل طبیعت، عرف و عادت همچون مناسبت‌های ملی و مذهبی است. همچنین حوادث غیرمترقبه طبیعی نیز جزئی از نوسانات تصادفی هستند. عدم سرمایه‌گذاری کافی در زیرساخت‌های توزیع از جمله بنادر، راه‌ها، جاده‌ها، وسایل حمل و نقل، انبارها و پایانه‌ها و نیز نداشتن کانال‌های توزیع و نیز عوامل محیطی سیاسی در ابعاد داخلی و بین‌المللی از جمله دلایل دیگر بر هم خوردن تنظیم بازار است.

از آنجا که تنظیم بازار از ابتدای تولید تا زمانی که کالا به دست مصرف‌کننده می‌رسد باید

وجود داشته باشد و فقط منحصر به بخش مصرف نیست؛ در صورتیکه چنین نگاهی به تنظیم بازار حاکم باشد؛ به این معنا است که تنظیم بازار یک فرایند است نه یک مرحله و ثانیاً فقط بعد تقاضا را در بر ندارد؛ بلکه قسمت عرضه هم به عنوان تکمیل‌کننده فرایند تنظیم بازار است. مشکلاتی که در وضعیت فعلی حادث شده است، شامل گسست تولید از مصرف، وقفه در اجرای سیاست‌های تنظیم بازار به دلیل عدم همکاری دستگاههای اجرایی مرتبط، افزایش هزینه‌های تولید و فشار ناشی از آن در بخش عرضه و هزینه‌های مترتب با توزیع است. در این میان، یکی از مهمترین بخش‌هایی که می‌توان از آن به عنوان شکننده‌ترین بخش اقتصاد نام برد، بخش کشاورزی است که فصلی بودن تولید محصولات کشاورزی و نهاده‌های دام و طیور شامل جو، ذرت و کنجاله سویا که انهم جزء کالاهای کشاورزی است و تفرانس تولید آنها در ماههای مختلف به دلیل بروز بیماری‌ها و آفت‌های مختلف، شرایط آب و هوایی و پدیده‌های نامساعد جوی از جمله خشکسالی و سیل و بارندگی‌های شدید، عدم تحقق برنامه‌های تولید به دلیل نقص اطلاعات موجود و تورش در برنامه‌ریزی باعث شده تا در مقطعی از فواصل بین دو فصل برداشت و یا ماههای کاهش تولید، شکاف با مصرف ایجاد شود. هر چند قطع برداشت این محصولات به معنی قطع عرضه آنها نیست؛ لیکن چنانچه تأمین از سایر منابع صورت نگیرد، موجب نوسانات شدید قیمتی خواهد شد؛ چرا که قیمت به عنوان مهمترین مولفه موجود در بازار، برآیند تمامی نیروها و عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای کالاها است و هر گونه بی‌ثباتی در قیمت‌ها ناشی از عدم تعادل تقاضا و عرضه کالا است. بدیهی است افزایش قیمت‌ها نیز بر اثر پی‌گیری گرفتن تقاضا بر عرضه و یا کاهش عرضه است. البته ذکر این نکته ضروری است از آنجا که الگوی مصرف خانوار در کوتاه‌مدت تغییر محسوسی نمی‌کند، البته با اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها و افزایش حجم نقدینگی در اختیار خانوار، تقاضای برخی از کالاها تغییرات نامحسوسی داشته است، در بسیاری از موارد فشار بر قیمت‌ها ناشی از فشار بر عرضه خواهد بود. از این رو افزایش قیمت‌ها را باید در سوی دیگر معادله یعنی بخش عرضه جستجو کرد. با توجه به پیچیدگی‌های تنظیم بازار و دخیل بودن کلیه دستگاههای اجرایی در این امر چالش بزرگی که فراروی تنظیم بازار وجود دارد، شناسایی عوامل مؤثر در ایجاد بحران بازار است. در واقع به دلیل مشکلات موجود در ساختار بازار و نقاط بحرانی، سیاستهای تنظیم بازار زمانی اجرا می‌شود که بحران اثرات تخریبی خود را به جا گذاشته و مصرف‌کنندگان را در دام خود گرفتار کرده است. با افزایش هزینه‌های تولید به جهت افزایش قیمت نهاده‌های تولید و متعاقباً افزایش شاخص بهای تولیدکننده تقریباً پس از گذشت سه ماه شاخص بهای مصرف‌کننده را تحت تأثیر قرار داده و شاهد افزایش قیمت‌های مصرفی خواهیم بود. ویژگی‌های ساختاری اقتصاد ایران از جمله وابستگی به درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت و بروز نوسانات شدید در اقتصاد از طریق نوسانات درآمدهای نفتی، ترکیب واردات به نحوی که بیش از 80 درصد از واردات کشور شامل نهاده‌های تولیدی، مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای است و در نهایت، مناسبات بین‌المللی و نوسانات شدید نرخ ارز به طور متوسط هر 10 درصد افزایش نرخ ارز موجب افزایش 3 درصدی در نرخ تورم است که این مسائل بر روی تنظیم بازار اثرگذار است. همچنین 22 درصد از کالاهایی که در محاسبه شاخص قیمت‌ها مورد استناد قرار می‌گیرند، مربوط به کالاهای وارداتی بوده و وابستگی اقتصاد به واردات موجب شده است تا نقش تورم وارداتی بیشتر از تورم واقعی که در بدنه اقتصاد شکل می‌گیرد، باشد. از سوی دیگر، افزایش در نرخ ارز سبب می‌شود قیمت تمام‌شده کالاهایی از جمله گوشت قرمز، مرغ، تخم‌مرغ و لبنیات که تولید آنها وابسته به واردات مواد اولیه و نهاده‌های تولید است، افزایش یابد؛ ضمن اینکه افزایش نااطمینانی ناشی از افزایش نرخ ارز، هجوم نقدینگی سرگردان به فعالیتهای غیرمولد و سفته‌بازی را نیز به دنبال دارد. این در شرایطی است که کشور ما در برخی از کالاهای اساسی نیز به مرز خودکفایی در تولید نرسیده است؛ به عنوان مثال درجه وابستگی کشور به برنج، روغن و شکر به ترتیب 45، 90 و 50 درصد است و این امر سبب افزایش قیمت تمام‌شده ناشی از نوسانات نرخ ارز این کالاهاست. کمبود نقدینگی واحدهای تولیدی، عدم تأمین تسهیلات مورد نیاز بخش تولید و یا تأخیر در اعطای تسهیلات ارزی و ریالی به دلیل فضای انقباضی حاکم بر سیستم بانکی و افزایش نرخ سود بانکی و بالتبع افزایش هزینه‌های مالی از دیگر مشکلات بخش تولید است. خارج از مباحث اقتصادی مسائل دیگری از جمله تحریم‌های بین‌المللی نیز به افزایش قیمت‌ها در بازار دامن زده است؛ لذا با توجه به تحلیل مختصر فوق می‌توان دریافت که افزایش قیمت کالاها در بازار کنونی مصرف ناشی از فشار هزینه‌ای عرضه کالا است نه در بخش توزیع. طی سالیان اخیر از طریق ساماندهی شبکه‌های توزیع و شناسایی و هماهنگی شرکتهای

پخش در سراسر کشور می‌توان عنوان کرد شبکه توزیع فعال در کشور به صورت کاملاً رقابتی و مویرگی در سراسر نقاط کشور فعالیت می‌کنند که البته افزایش هزینه‌های حمل و نقل و نگهداری را نیز نمی‌توان نادیده گرفت. مثال کاملاً روشن این موضوع عرضه گوشت مرغ و تخم‌مرغ است. بدیهی است این دو کالا در یک شبکه توزیع همسان با هزینه‌های مشابه در حال توزیع است، چگونه است که در مقطع زمانی حاضر تخم‌مرغ با کاهش قیمت و گوشت مرغ با افزایش قیمت مواجه است.

در پایان پیشنهاد می‌شود که در شرایط خاص کنونی، بخش عمده سیاست‌های دولت باید بر سیاست‌های طرف عرضه شامل پرداخت یارانه‌های صادراتی، کنترل بر روند تولید کالاهای مورد بحث، استفاده از روش‌های نوین در تولید، استفاده از روش‌های کاهش قیمت تمام شده متمرکز شود. این امر به دلیل اینکه در شرایطی که ممکن است معادلات بین‌المللی تغییر جهت نماید یک سوپاپ اطمینانی در مواقع بحرانی ایجاد می‌کند. همچنین اجرای سیاست‌های پولی و مالی مناسب به منظور جلوگیری از تشدید تورم از سوی نهادهای مالی کشور و هماهنگی تمامی دستگاه‌های اجرایی به ویژه نهادهای متولی تولید را نیز نباید نادیده انگاشت....." مهر

۱۳۹۱/۰۳/۱۷ - ۱۰:۰۹

کلیه حقوق این وب سایت متعلق به شبکه خبری صنایع غذایی ایران می باشد.



تأثیر نوسانات نرخ ارز بر بازدهی بازار سهام ایران

سمانه شکی^۱

دکتر حمید توفیقی^۲

چکیده

یکی از ویژگی‌های کشورهای توسعه یافته وجود بازارها و نهادهای مالی کارآمد است که ضمن ایفای نقش مهم در اقتصاد این کشورها زمینه‌ساز رشد اقتصادی و توسعه‌ی این کشورها نیز هستند. از آنجا که ارزش بازار سهام تحت تأثیر عوامل مختلف به ویژه متغیرهای کلان اقتصادی قرار دارد پژوهش حاضر با هدف تعیین رابطه‌ی بین نوسانات نرخ ارز بازار موازی و بازار سهام ایران انجام و علاوه بر متغیر نوسانات نرخ ارز بازار موازی از متغیرهای قیمت نفت و شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) به عنوان متغیر توضیحی استفاده شده است. در این پژوهش داده‌ها به صورت ماهانه برای دوره‌ی زمانی فروردین ۱۳۷۷ لغایت اردیبهشت ۱۳۸۷ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند. جهت بررسی ایستایی سری زمانی از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم استفاده شده است و نتایج این آزمون نشان داد که متغیر نرخ ارز و بازدهی بازار سهام در سطح و سایر متغیرها در تفاضل مرتبه‌ی اول ایستا هستند. در این پژوهش نوسانات نرخ ارز بازار موازی با استفاده از مدل تعمیم یافته‌ی خودرگرسیون با واریانس شرطی ناهمسان (GARCH) برآورد شده و سپس با استفاده از روش همجمعی جوهانسون و مدل خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی (VAR) و توابع واکنش آنی (IRF) و تجزیه واریانس (VD) روابط میان متغیرها تعیین شده است که نتایج این آزمون حاکی از وجود رابطه‌ی مثبت میان بازدهی بازار سهام با نرخ ارز بازار موازی و شاخص قیمت مصرف کننده و همچنین رابطه‌ی منفی میان قیمت نفت و بازدهی بازار سهام است.

^۱ - کارشناس ارشد اقتصاد

Email:samane_shaki@yahoo.com

^۲ - دکتری اقتصاد و استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب

Email:tofighihamid@yahoo.com



واژه‌های کلیدی : بازدهی بازار سهام، نوسانات نرخ ارز بازار موازی، خود رگرسیون برداری با وقفه های توزیعی (VAR)، مدل تعمیم یافته‌ی خودرگرسیون با واریانس شرطی ناهمسان (GARCH)

۱- مقدمه

بازارهای مالی یکی از اساسی‌ترین بازارهای هر کشور است. شرایط این بازارها به شدت بر بخش‌های واقعی اقتصاد اثر گذار بوده و از سایر بخش‌ها نیز تأثیر می‌پذیرند. یکی از اجزای مهم بازارهای مالی بازار سهام است، بازار سهام یکی از کانال‌های مهم سرمایه‌گذاری در دنیا به شمار می‌رود و نبض بازارهای جهان در بازارهای سهام مهم کالا و اوراق بهادار می‌تپد. بازارهای پول و سرمایه به عنوان ارکان بخش مالی، وظیفه‌ی تأمین منابع را برای بخش حقیقی اقتصاد بر عهده دارند. کارایی بخش مالی موجب تخصیص بهینه‌ی منابع کمیاب به فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. تخصیص بهینه‌ی منابع به نوبه‌ی خود بهینگی پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و به تبع رشد اقتصاد ملی، در حدودی نزدیک به ظرفیت‌های بالقوه اقتصاد را در پی دارد. اقتصاددانان بر این باورند که بازارهای مالی نقش کلیدی در توسعه و رشد اقتصادی دارند. به اعتقاد آنان تفاوت در کمیت و کیفیت خدمات ارائه شده توسط مؤسسات مالی می‌تواند بخش مهمی از تفاوت در نرخ رشد بین کشورها را بازگو کند بورس اوراق بهادار ایران نیز در راستای سیاست‌های کلان اقتصادی دولت، پس از پایان جنگ و برای جلب مشارکت مردم در سرمایه‌گذاری و سوق دادن سرمایه‌های راکد و غیرمولد به سوی فعالیت‌های مولد اقتصادی و تأمین نیازهای مالی بنگاه‌های تولیدی و به تبع آن تأمین کالاهای مورد نیاز جامعه، فعالیت دوباره‌ی خود را با شکل گسترده‌تری از سال ۱۳۶۹ آغاز کرد. از آن سال تاکنون به دلیل شرایط اقتصادی پس از جنگ و تأثیر تغییرات حاصل از متغیرهای کلان اقتصادی شاهد نوسانات زیادی بوده است.

در کشورهای در حال توسعه، ضربه‌های وارد شده بر اقتصاد به دلیل ضربه‌های بازار سهام، در مقایسه با کشورهای توسعه یافته عمق بیشتری دارد. تغییر ریسک بازدهی سرمایه‌گذاری ناشی از نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی، می‌تواند گزینه‌های سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار دهد. در این مطالعه سعی بر این است که به تأثیر نوسانات نرخ ارز بازار موازی بر بازدهی بازار سهام ایران پرداخته شود.



دومین همایش ملی راهکارهای توسعه اقتصادی با محوریت برنامه ریزی منطقه‌ای

2nd National Conference on Economic Development Approaches, focusing on regional planning

۲- بیان مسئله

سرمایه‌گذاران به امید دست یابی به ثروت بیشتر اقدام به سرمایه‌گذاری می‌کنند. از عوامل مهمی که سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری خود مدنظر قرار می‌دهند، نرخ بازدهی سهام است. بازده در جریان سرمایه‌گذاری نیروی محرکی است که ایجاد انگیزه می‌کند و پاداشی برای سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود. در حقیقت هر سرمایه‌گذار ابتدا باید این اطمینان و اعتماد را بدست آورد که در مرحله اول اصل سرمایه برگشت خواهد شد و سپس بازده مورد انتظارش تحصیل می‌شود تا قادر به تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری باشد. بازده سهام خود تابع عوامل متعددی است، یکی از این عوامل می‌تواند نوسانات نرخ ارز باشد. به لحاظ نظری نااطمینانی در خصوص نوسانات نرخ ارز علاوه بر بخش تجارت خارجی، بخش داخلی اقتصاد به خصوص بازار سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در یک اقتصاد باز خدمات و سرمایه بین کشورها با توجه به نرخ ارز صورت می‌پذیرد. بنابراین نرخ ارز می‌تواند متغیرهای عمده‌ی بخش صادرات، واردات، و ورود و خروج سرمایه‌ای را تحت تأثیر قرار دهد. در حقیقت می‌توان گفت که نوسانات نرخ ارز نوعی ریسک را در بخش تعاملات خارجی ایجاد می‌کند که از این نظر می‌تواند صادرات، واردات و جریان‌های سرمایه‌ای را با اختلال مواجه کند. بنابراین اگر تغییرات نرخ ارز در جهت مناسب تنظیم شود، می‌تواند محیط مناسب و مساعدتری را جهت تولید، تجارت و سرمایه‌گذاری فراهم سازد. نوسانات نرخ ارز باعث تغییر قیمت کالاها و خدمات، تولید و عوامل تولید می‌شود و از این طریق روی جریان‌های نقدی فعلی و آتی مورد انتظار و در پی آن بازده سهام بنگاه اقتصادی تأثیر می‌گذارد. به این ترتیب که کاهش ارزش پول سبب افزایش تقاضا برای کالاهای تولید داخلی به دلیل افزایش قیمت نسبی کالاهای خارجی به داخلی می‌شود که نتیجه‌ی آن افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌باشد، از طرف دیگر موجب کاهش واردات داده‌های واسطه‌ای و سرمایه‌ای به دلیل افزایش قیمت آن‌ها شده که باعث افزایش هزینه تولید و کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود، تقاضا برای سهام کاهش یافته و در نتیجه بازدهی بازار سهام کاهش می‌یابد (راعی، ۱۳۸۲، ۷). با توجه به اهمیت موضوع، بازار سهام به عنوان یکی از شاخص‌های ارزیابی وضعیت اقتصادی کشور عمل می‌کند که افزایش سرمایه‌گذاری در این بازار و جذب سرمایه‌ها به بازار سرمایه مستلزم افزایش بازدهی بازار سهام، کاهش ریسک و پدید آمدن شرایط مطلوب سرمایه‌گذاری می‌باشد و از آنجایی که متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ ارز، تورم، قیمت نفت، و ... بر بازدهی بازار سهام تأثیر می‌گذارند، لذا مشخص بودن رابطه‌ی بین متغیرهای اقتصادی و بازار سهام می‌تواند راه گشایی برای مدیران و سرمایه‌گذاران آتی جهت تصمیم‌گیری محسوب گردد. بنابراین در این پژوهش به دنبال آن هستیم که



بتوانیم روابط و جهت تأثیر این متغیرها را بر بازدهی بازار سهام مشخص نموده و راه کارهایی را در جهت پیشرفت و تداوم بازار سهام ارائه نماییم.

بر این اساس سؤال اساسی که در این پژوهش به آن پرداخته می‌شود این است که آیا نوسانات نرخ ارز بازار موازی اثر معنی‌داری بر بازدهی بازار سهام ایران داشته است؟
در راستای توسعه و تکمیل پژوهش مورد نظر سؤال‌های فرعی زیر، نیز مطرح شده‌اند:

۱. قیمت نفت اثر معنی‌داری بر بازدهی بازار سهام ایران داشته است؟
 ۲. شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) اثر معنی‌داری بر بازدهی بازار سهام ایران داشته است؟
- فرضیاتی که در این پژوهش مطرح می‌شود و به لحاظ تجربی برای اقتصاد ایران مورد آزمون قرار می‌گیرد به شرح ذیل می‌باشند:

۱. نوسانات نرخ ارز بازار موازی اثر معنی‌داری بر بازدهی بازار سهام ایران دارد.
۲. قیمت نفت اثر معنی‌داری بر بازدهی بازار سهام ایران دارد.
۳. شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) اثر معنی‌داری بر بازدهی بازار سهام ایران دارد.

۳- رابطه‌ی نرخ ارز و بازار سهام

نرخ ارز به عنوان معیار ارزش برابری پول ملی یک کشور در برابر پول کشورهای دیگر، منعکس کننده‌ی وضعیت اقتصادی آن کشور در مقایسه با شرایط اقتصادی سایر کشورها می‌باشد. نرخ ارز است که سطح رقابت‌پذیری یک کشور در بازارهای جهانی را نشان می‌دهد. در یک اقتصاد باز، نرخ ارز به دلیل ارتباط متقابل آن با سایر متغیرهای اقتصادی، متغیری کلیدی به شمار می‌رود که سیاست‌های اقتصاد داخلی و خارجی و تحولات اقتصادی تأثیرات زیادی بر آن می‌گذارند. یکی از مسائل مهمی که در زمینه نرخ ارز، به ویژه در کشورهای توسعه نیافته و یا در حال توسعه موضوع بحث بوده و هست، مسئله‌ی نوسانات نرخ ارز و تأثیر آن بر عملکرد متغیرها و بخش‌های مختلف اقتصاد کلان است. از جمله بخش‌های مهم اقتصادی تأثیرپذیر از نوسانات نرخ ارز، بازار سهام می‌باشد که این خود موجب انجام مطالعات و تحقیقات گسترده‌ای در زمینه‌ی تحلیل این تأثیر شده است. تغییر در نرخ ارز می‌تواند دو اثر متفاوت بر قیمت سهام داشته باشد. از یک‌سو، افزایش نرخ ارز (از بعد تقاضا) منجر به افزایش درآمد شرکت‌های صادرکننده کالا و در نتیجه قیمت سهام آنها شده و از سوی دیگر (از بعد عرضه)، منجر به کاهش سود شرکت‌های واردکننده نهاده‌های واسطه‌ای و کاهش قیمت سهام آنها می‌شود. خریداران سهام علاوه بر سود سهام، به تغییرات ارزش ذاتی شرکت نیز توجه می‌کنند. صناعی



دومین همایش ملی راهکارهای توسعه اقتصادی با محوریت برنامه‌ریزی منطقه‌ای

2nd National Conference on Economic Development Approaches, focusing on regional planning

که ایجاد و راهاندازی آنها مستلزم تهیه ماشین‌آلات از خارج کشور است، در اثر تغییر نرخ ارز، ارزش ذاتی آن تحت تأثیر قرار می‌گیرد. در صورتی که شرکتی ماشین‌آلات مورد نیاز خود را با قیمت‌های پایین‌تر از نرخ ارز وارد کرده باشد، با افزایش نرخ ارز، ارزش ذاتی شرکت مربوطه نیز افزایش خواهد یافت و این افزایش ذاتی زمانی تشدید می‌شود که تأسیس شرکت مشابه به دلیل بالا بودن نرخ ارز امکان‌پذیر نباشد و اگر محصولات شرکت به صورت انحصاری باشد، تقاضا برای آن افزایش یافته و سود شرکت نیز در طول زمان افزایش خواهد یافت. از سوی دیگر، سهم هزینه‌ی استهلاک ماشین‌آلات در بهای تمام‌شده کالای تولیدی شرکت کاهش پیدا می‌کند. با در نظر گرفتن موارد فوق توسط سرمایه‌گذاران، تقاضا برای سهم این شرکت‌ها افزایش یافته و این موضوع باعث افزایش قیمت سهام این شرکت‌ها خواهد شد. به علاوه، اگر نرخ ارز در طول زمان کاهش یابد، نتیجه معکوس برای این شرکت‌ها برجای خواهد گذاشت (حلافی و همکاران، ۱۳۸۳، ۱۷۱).

بر اساس تئوری‌های اقتصاد کلاسیک میان عملکرد بازار سهام و رفتار نرخ ارز ارتباط وجود دارد. برای مثال مدل‌های جریان هدایت شده‌ی نرخ ارز، اظهار می‌کند که نوسانات پول رایج وضعیت تراز تجاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد و متعاقب آن بر تولید واقعی یک کشور که به نوبه‌ی خود بر جریان نقدی فعلی و آینده‌ی شرکت و قیمت سهام اثر می‌گذارد، تأثیرگذار است. براساس مدل پولی تعیین نرخ ارز، تقاضا برای پول ممکن است باعث تغییر در نرخ ارز گردد. ارتباط بازار سرمایه می‌تواند توسط روابط این دو بازار با فعالیت‌های اقتصادی توضیح داده شود. فعالیت‌های اقتصادی بر قیمت و بازده سهام مؤثرند. (آیدمیر و همکاران^۱، ۲۰۰۹).

۴- مروری بر مطالعات تجربی پیرامون موضوع

مطالعات بسیاری در رابطه‌ی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سهام انجام شده است که در هریک از این مطالعات متغیرها و شاخص‌های مختلفی مورد بررسی و مطالعه قرار گرفته‌اند، در این بخش به تعدادی از این مطالعات که مرتبط با موضوع مورد بررسی می‌باشند پرداخته خواهد شد.

بارتو و بودنار^۲ (۱۹۹۴) به وسیله یک رگرسیون چند متغیره که متغیر وابسته آن بازده سهام عادی و متغیرهای مستقل آن تغییرات نرخ ارز و بازده پرتوفی بازار بوده است، ارتباط بین بازده غیر عادی سهام و تغییرات تأخیری و هم زمان نرخ ارز را برای ۲۰۸ شرکت در بین سال‌های ۱۹۷۸-۱۹۸۹

^۱ Aydemir, et al

^۲ Bartor & Bodnal (1994)



دومین همایش ملی راهکارهای توسعه اقتصادی با محوریت برنامه ریزی منطقه‌ای

2nd National Conference on Economic Development Approaches, focusing on regional planning

مورد مطالعه قرار دادند. نتایج تحقیق نشان می دهد بین تغییرات نرخ ارز، میزان و بازده سهام رابطه معناداری وجود ندارد. آن ها همچنین نشان دادند که با وقفه سه ماهه قدرت توضیح مدل افزایش می یابد. نتیجه به دست آمده حاوی این نکته است که به علت پیچیدگی ارتباط نرخ ارز و متغیرهای مربوط به شرکت، عکس العمل بازار تا موقعی که اطلاعات دقیق در مورد عملکرد گذشته، دارائی ها و بدهی های شرکت در بازار منتشر شود، به تأخیر می افتد.

آتسویوکی^۱ (۱۹۹۵)، در تحقیقی برای یک دوره ده ساله از سال ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۵ نشان داد که بین نرخ ارز و بازار سهام توکیو ارتباطی مثبت و معنی دار وجود داشته است.

رولسه^۲ (۱۹۹۶) با بررسی داده های هفتگی بازده سهام و نرخ ارز برای چهار شرکت سوئدی که همگی در صنایع مربوط به جنگل فعالیت داشتند، نشان داد که طی دسامبر ۱۹۹۲ تا دسامبر ۱۹۹۵ نرخ ارز تأثیری منفی بر بازده سهام این شرکت ها داشته است.

مایاسمای و که^۳ (۲۰۰۰)، با استفاده از داده های ماهانه در قالب داده های سری زمانی، و همچنین تحلیل همجمعی چند متغیره ی یوهانسون در مدل تصحیح خطای برداری، رابطه ی بلندمدت میان شاخص بازار سهام سنگاپور و مجموعه ای از متغیرهای کلان اقتصادی را مورد بررسی قرار دادند. آنان دریافتند که تغییرات در متغیرهای نرخ ارز و نرخ بهره در مقایسه با تغییرات عرضه ی پول و سطح قیمت ها، موثرتر هستند. نتیجه تحقیق آنان نشان داد که بازار سهام سنگاپور نسبت به تغییرات در نرخ های ارز و نرخ های بهره کوتاه مدت و بلندمدت، دارای حساسیت است.

سالیفو و همکاران^۴ (۲۰۰۷) با بررسی اثر تغییر نرخ ارز بر بازار سهام غنا نشان دادند که ۵۵ درصد شرکت های مورد بررسی تحت تأثیر تغییرات قیمت دلار آمریکا بودند که این رابطه از لحاظ آماری معنادار بود. همچنین، این پژوهش نشان داد که بازده سهام بیشتر شرکت ها با تغییرات نرخ دلار رابطه مستقیم دارد.

زارع و رضایی (۱۳۸۵)، در مطالعه ای به بررسی تأثیر بازارهای ارز، سکه و طلا بر شاخص بازار سهام پرداختند. آنها در این مطالعه با استفاده از یک الگوی تصحیح خطای برداری و با استفاده از داده های فصلی ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۲ به این نتیجه رسیدند که متغیرهای شاخص قیمت مسکن و بهای

¹ Atsoyuki(1995)

² Rolseth(1996)

³ Maysami and Koh(2000)

⁴ Salifu and etal(2007)

دومین همایش ملی
 راهکارهای توسعه اقتصادی
 با محوریت برنامه ریزی منطقه‌ای
 2nd National Conference on Economic Development Approaches, focusing on regional planning

سکه با شاخص قیمت سهام، رابطه‌ی مثبت و بین نرخ ارز و شاخص قیمت سهام، رابطه‌ی منفی و معنی‌دار وجود دارد.

عزت اله عباسیان (۱۳۸۷)، به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است در این پژوهش اثر متغیرهای کلان مثل نرخ ارز، تراز تجاری، تورم، نقدینگی و نرخ بهره را بر شاخص کل بورس در سال‌های ۱۳۷۷-۱۳۸۴ با داده‌های فصلی مورد بررسی قرار داده است. روش مورد استفاده در این پژوهش روش هم‌جمعی و مدل‌های تصحیح خطا، توابع عکس‌العمل ضمنی و تجزیه واریانس است. یافته‌ها نشان دهنده اثر مثبت نرخ ارز و تراز تجاری در بلند مدت بر بورس اوراق بهادار و اثر منفی تورم، نقدینگی و نرخ بهره است.

۵- بررسی تجربی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر بازار سهام

هدف از این بخش مطالعه بررسی تجربی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر بازار سهام در ایران است. مدل مورد استفاده در این تحقیق برگرفته از کار سالیفو و همکاران (۲۰۰۷) می‌باشد. بر این اساس مدل مورد نظر به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$RE = F (GXE , OP, CPI) \quad (۱)$$

که در آن RE بازدهی بازار سهام، GXE، OP و CPI به ترتیب نوسانات نرخ ارز بازار موازی، قیمت نفت سبک ایران و شاخص قیمت مصرف کننده است. قلمرو زمانی این پژوهش افق زمانی بلندمدت است که فروردین ۱۳۷۷ لغایت اردیبهشت ۱۳۸۷ را در بر می‌گیرد و همچنین جامعه‌ی آماری مورد استفاده در این پژوهش عبارت است از بازار سهام ایران و نمونه‌ی مورد بررسی، بازار سهام تهران می‌باشد. داده‌های مربوط به هر یک از متغیرهای پژوهش به صورت ماهانه از سایت بانک مرکزی، نماگرهای اقتصادی و نماگرهای بورس استخراج گردیده است. به منظور برآورد معادله فوق از آزمون هم انباشتگی جوهانسون جوسیلیوس و مدل خود رگرسیون برداری (VAR) استفاده می‌شود.

۶- آزمون ایستایی (ریشه واحد)

از جمله موضوعاتی که لازم است قبل از برآورد مورد بررسی قرار گیرد، موضوع ایستایی متغیرهاست. این تمایل در اکثر سری‌های زمانی اقتصاد کلان وجود دارد که هم جهت با یکدیگر حرکت کنند، علت این وجود روندی است که در تمامی آنها مشترک است چنانچه متغیرهای سری زمانی که نامانا هستند در برآورد

دومین همایش ملی
راهکارهای توسعه اقتصادی
با محوریت برنامه ریزی منطقه‌ای

2nd National Conference on Economic Development Approaches, focusing on regional planning

ضرایب الگویی مورد استفاده قرار گیرند، نتیجه به یک رگرسیون کاذب می‌انجامد لذا این امر ضروری می‌باشد که قبل از برآورد مدل نسبت به تعیین مانایی و نامانایی متغیرها اقدام نماییم در این پژوهش برای بررسی ایستایی سری‌های زمانی از آزمون دیکی - فولر گسترش یافته^۱ استفاده می‌شود. این آزمون برای کلیه متغیرهای درون مدل انجام شده و نتایج آن در جدول شماره (۱) منعکس شده است. نتایج بیانگر این است که متغیرهای مربوط به شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) و قیمت نفت در سطح ناپایستا می‌باشند و بدین ترتیب با یکبار تفاضل‌گیری به حالت ایستا در می‌آیند و متغیر نرخ ارز و بازدهی بازار سهام در سطح به شکل ایستا می‌باشند. بدین ترتیب یکی از شروط مهم الگوی مورد نظر فراهم شده است.

جدول شماره (۱): آزمون ریشه واحد دیکی - فولر گسترش یافته برای سطح و تفاضل داده‌ها

بدون عرض از مبدأ و بدون روند	با عرض از مبدأ و با روند	با عرض از مبدأ و بدون روند	متغیرها
*-۶/۳۱۳۴۰۰ (۰/۰۰۰۰)	*-۶/۹۶۳۲۹۳۹ (۰/۰۰۰۰)	*-۶/۸۵۳۸۸۰ (۰/۰۰۰۰)	<i>RE</i>
*-۴/۶۳۵۷۲۶ (۰/۰۰۰۰)	*-۴/۱۹۸۸۱۶ (۰/۰۶۳)	*-۴/۵۸۶۶۲۶ (۰/۰۰۰۳)	<i>GXE</i>
۷/۱۲۹۳۷۵ (۱/۰۰۰۰)	۱/۱۹۱۷۵۵ (۰/۹۹۹۹)	۳/۵۱۳۹۶۹ (۱/۰۰۰۰)	<i>CPI</i>
*-۱۶/۵۷۱۶۹ (۰/۱۰۹)	*-۱۶/۶۳۰۸۹ (۰/۰۰۰)	*-۱۵/۶۳۷۴۸ (۰/۰۰۰)	<i>DCPI</i>
۲/۵۵۰۳۴۴ (۰/۹۹۷۴)	-۱/۰۶۵۰۶۸ (۰/۹۲۹۸)	۱/۱۲۳۴۷۴ (۰/۹۹۷۵)	<i>OP</i>
*-۱۰/۱۶۳۸۶ (۰/۰۰۰)	*-۹/۳۸۳۵۰۷ (۰/۰۰۰)	*-۱۰/۵۵۶۹۸ (۰/۰۰۰)	<i>DOP</i>

اعداد سطر اول مربوط به آماره آزمون دیکی فولر تعمیم یافته می‌باشد. در سطر دوم سطوح احتمال مربوطه در داخل پرانتز آورده شده است. مقادیر بحرانی توزیع آماره آزمون در حالت با عرض از مبدأ و بدون روند در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب -۳/۴۸۵۵۸۶،

¹ - Augmented Dickey - Fuller Test.

دومین همایش ملی
راهکارهای توسعه اقتصادی
با محوریت برنامه ریزی منطقه‌ای

2nd National Conference on Economic Development Approaches, focusing on regional planning

۲/۸۸۵۶۵۴ - و ۲/۵۷۹۷۰۸ - می‌باشد. برای حالت با عرض از مبدأ و با روند در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب ۴/۰۳۵۶۴۸، ۳/۴۶۷۳۸۳ - و ۳/۱۴۸۷۶۱ - می‌باشد و برای حالت بدون عرض از مبدأ و بدون روند در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب ۲/۵۸۴۸۷۷، ۱/۹۴۳۵۸۷ - و ۱/۶۱۴۹۱۲ - می‌باشد.

منبع: یافته‌های پژوهش

۷- محاسبه‌ی نوسانات نرخ ارز

در این مطالعه به منظور محاسبه‌ی نوسانات نرخ ارز طی سال‌های ۱۳۷۷ لغایت اردیبهشت ۱۳۸۷ از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیون عمومی (GARCH)^۱ استفاده می‌شود. این مدل‌ها در مقایسه با سایر روش‌های محاسبه ناطمینانی و نوسانات جامع‌تر بوده و همچنین کاربردی‌تر هستند. مطالعات تجربی متعددی در سال‌های اخیر صورت گرفته که برای محاسبه نوسانات و ناطمینانی از مدل‌های GARCH استفاده کرده‌اند. از این نمونه می‌توان به مطالعه‌ی هارلس آدجاسی^۲ (۲۰۰۷) اشاره کرد. وی از افرادی است که یک مطالعه‌ی پایه‌ای مبنی بر ارتباط بین نوسانات نرخ ارز و بازار سهام انجام داده‌است و نوسانات نرخ ارز را با استفاده از مدل GARCH برآورد نموده‌است. نتایج حاصل از برآورد نوسانات نرخ ارز در جدول (۲) ارائه شده است:

جدول (۲): تخمین تصریح انتخابی گارچ

میانگین شرطی				AIC=۱۰/۷۵۵۴۶ SBC=۱۰/۸۹۴۱۰ DW=۱/۸۱۶۱۷۵ R ² =۰/۹۷۵۷۱۲
سطح معنی داری	آماره Z	ضریب	پارامتر	
۰/۱۱۰۹	-۱/۵۹۴۰۰۸	-۴۸/۰۵۸۰۲	C	
۰/۰۰۰۰	۲۹۰/۴۷۲۸	۱/۰۰۷۱۴۵	EX(-1)	
۰/۰۰۰۴	۳/۵۶۹۱۹۷	۰/۴۰۵۹۸۱	MA(1)	
واریانس شرطی				
سطح معنی داری	آماره Z	ضریب	پارامتر	
۰/۱۰۷۴	۳۱/۰۹۵۵۹	۵۰/۰۵۷۶۰	ϖ	
۰/۰۰۰۳	۳/۶۱۳۴۹۵	۰/۵۱۵۱۸۸	ε_{t-1}^2	

^۱ Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastisi

^۲ Harles Adjasi

دومین همایش ملی
راهکارهای توسعه اقتصادی
با محوریت برنامه ریزی منطقه‌ای
2nd National Conference on Economic Development Approaches, focusing on regional planning

σ_{t-1}^2	۰/۶۰۹۲۰۵	۱۱/۶۷۰۱۴	۰/۰۰۰۰	
------------------	----------	----------	--------	--

منبع: یافته‌های پژوهش

۸- آزمون همجمعی جوهانسون - جوسیلیوس

در این مطالعه از روش جوهانسون - جوسیلیوس برای یافتن رابطه بلندمدت بین متغیرهای موجود در مدل استفاده شده است. در این روش ابتدا تعداد وقفه‌های بهینه در مدل تعیین، سپس تعداد بردارهای همگرا برآورد می‌شوند. به منظور تعیین تعداد وقفه‌های بهینه در مدل از معیار شوارتز بیزین استفاده شده که بر اساس آن وقفه بهینه ۳ در نظر گرفته شده است. برای بدست آوردن تعداد رابطه‌های بلندمدت بین متغیرها از آزمون حداکثر مقادیر ویژه ($\lambda \max$) و آزمون اثر ($\lambda \text{ trace}$) استفاده شده است. بر اساس نتایج حاصل از آزمون‌های اثر و حداکثر مقادیر ویژه وجود یک بردار هم انباشتگی که به معنای وجود رابطه بلندمدت و پایدار بین متغیرهای موجود در مدل است، تأیید می‌شود. این بردار به صورت زیر می‌باشد:

$$RE = 1.59 \text{ GXE} + 0.011354 \text{ CPI} - 0.119729 \text{ OP}$$

(0.0001) (0.04502) (0.07442)

اعداد داخل پرانتز آماره t را نشان می‌دهد و بیان گر آن است که ضرایب به لحاظ آماری معنادار می‌باشند. رابطه فوق نشان می‌دهد که اگر نوسانات نرخ ارز بازار موزی یک درصد رشد یابد بازدهی بازار سهام به میزان ۱.۵۹ درصد افزایش خواهد یافت (به شرط ثابت بودن سایر عوامل). ایجاد نوسانات نرخ ارز می‌تواند باعث تغییر در موقعیت رقابتی تولیدکنندگان داخلی شود. بدین صورت که افزایش نرخ ارز سبب افزایش توان رقابتی قیمت تولیدات داخلی و در مقابل کالاهای سایر کشورها در بازار داخلی و صادراتی می‌شود که حاصل آن افزایش تولید ملی، افزایش اشتغال و سرمایه‌گذاری‌های داخلی و خارجی، رونق بورس، افزایش درآمد حاصل از فروش ارز برای دولت و غیره همراه با افزایش درآمدهای مالیاتی و گردشگری و به دلیل رشد و توسعه فعالیت‌های تولیدی است. در چنین تحلیلی در اثر تقویت موقعیت رقابتی تولیدکنندگان داخلی سود آنها افزایش می‌یابد و در نتیجه شاخص قیمت سهام و به دنبال آن بازدهی بازار سهام افزایش می‌یابد. ضریب CPI بیانگر آن است که اگر شاخص قیمت مصرف کننده به میزان یک درصد افزایش یابد بازدهی بازار سهام ۰.۰۱۱ درصد افزایش می‌یابد (با توجه به ثابت در نظر گرفتن سایر عوامل). ضریب OP نیز در این رابطه نشان می‌دهد که

دومین همایش ملی
راهکارهای توسعه اقتصادی
با محوریت برنامه‌ریزی منطقه‌ای

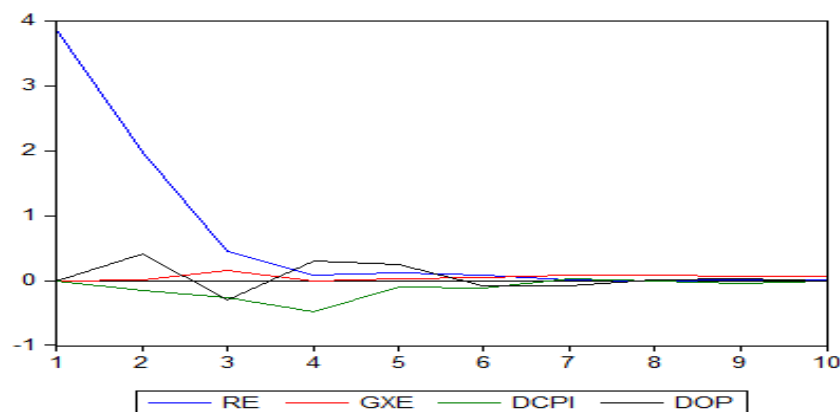
2nd National Conference on Economic Development Approaches, focusing on regional planning

اگر قیمت نفت یک درصد افزایش یابد بازدهی بازار سهام ۰.۱۱ درصد کاهش می‌یابد (با توجه به ثابت در نظر گرفتن سایر شرایط).
در کل نتایج حاصل از برآورد مدل بیانگر آن است که در بلندمدت بین نوسانات نرخ ارز بازار موازی و شاخص قیمت مصرف کننده با بازدهی بازار سهام رابطه‌ای مثبت و پایدار برقرار بوده در حالیکه بین قیمت نفت و بازدهی بازار سهام رابطه‌ای معکوس وجود دارد.

۹- تابع عکس العمل

واکنش متغیرهای درونزای الگو را نسبت به تکانه‌های ناشی از همان متغیر و متغیرهای دیگر را می‌توان با استفاده از توابع عکس العمل^۱ بررسی نمود تا نقش این متغیرها و ترتیب اهمیت آنها از جهت تأثیرگذاری و تأثیرپذیری مشخص گردد.
در این پژوهش عکس العمل بازدهی بازار سهام نسبت به یک انحراف معیار شوک وارد شده بر هر یک از متغیرهای درونزای مدل، طی ده دوره در نمودار شماره (۱) به نمایش گذاشته شده است. روی محور افقی زمان به صورت دوره و روی محور عمودی درصد تغییرات قرار گرفته است. نتایج بیانگر آن است که:

نمودار (۱) عکس العمل RE نسبت به یک انحراف معیار تکانه در سایر متغیرها



¹ Impulse Response Funcasi



دومین همایش ملی راهکارهای توسعه اقتصادی با محوریت برنامه‌ریزی منطقه‌ای

2nd National Conference on Economic Development Approaches, focusing on regional planning

بررسی واکنش بازار سهام به تکانه‌ی وارد شده از سوی نرخ ارز بازار موازی نشان می‌دهد که این متغیر در واکنش به نوسانات نرخ ارز تا سه دوره واکنش مثبت از خود نشان می‌دهد. از دوره‌ی سوم تا دوره‌ی چهارم بعد از شوک شاهد کاهش در سطح بازدهی بازار سهام هستیم و به دنبال آن با نوسانات نرخ ارز بازار موازی در دوره‌های بعدی جهشی نسبتاً کم در بازدهی بازار سهام ایجاد می‌شود که این جهش به تدریج کاهش یافته و در دوره‌ی چهارم اثر آن از بین می‌رود.

در بخش بعد و در بررسی تغییرات حاصل در شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) بر روی متغیر بازدهی بازار سهام نتایج حاکی از آن است که تا دوره‌ی چهارم پس از ایجاد تغییرات در شاخص قیمت مصرف کننده بازدهی بازار سهام در واکنش به تکانه‌ی ایجاد شده کاهش می‌یابد. پس از آن به مدت یک دوره و تا دوره‌ی پنجم شاهد افزایش در سطح بازدهی بازار سهام می‌باشیم و به دنبال آن بعد از دوره‌ی پنجم شاهد از بین رفتن اثر تغییرات شاخص قیمت مصرف کننده بر روی بازدهی بازار سهام هستیم. در مجموع می‌توان گفت بازار سهام در پاسخ به تغییرات شاخص قیمت مصرف کننده تا پنج دوره نوسان از خود نشان می‌دهد.

بررسی واکنش بازار سهام به تکانه‌ی وارد شده از تغییرات قیمت نفت نشان می‌دهد که این متغیر در واکنش به تغییرات قیمت نفت تا دو دوره واکنش مثبت از خود نشان می‌دهد. از دوره‌ی دوم تا دوره‌ی سوم شاهد کاهش در سطح بازدهی بازار سهام هستیم و به دنبال آن مجدداً تا دوره‌ی چهارم بازدهی بازار سهام افزایش می‌یابد. نمودار بالا نشان می‌دهد که پس از تغییرات اعمال شده در قیمت نفت در دوره‌های اولیه جهش قابل توجهی در بازدهی بازار سهام ایجاد می‌شود که این جهش به تدریج کاهش یافته تا اینکه در دوره‌ی ششم اثر آن از بین می‌رود.

با توجه به نمودارها مشاهده می‌کنیم که بیشترین اثر مربوط به تغییرات قیمت نفت و کمترین اثر مربوط به متغیر نوسانات نرخ ارز می‌باشد.

۱۰- تجزیه واریانس

تجزیه واریانس^۱ یکی از ابزارهای مهم برای بررسی عملکرد پویای میان متغیرها می‌باشد. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی می‌توان اثر هر متغیر بر متغیرهای دیگر را در طول زمان اندازه‌گیری نمود.

¹ Variance Decomposition

دومین همایش ملی
راهکارهای توسعه اقتصادی
با محوریت برنامه ریزی منطقه‌ای

2nd National Conference on Economic Development Approaches, focusing on regional planning

در مجموع باید گفت تجزیه واریانس در کنار تحلیل واکنش آنی که گاه حسابداری شوک‌ها نیز نامیده می‌شود روش مهمی برای بررسی روابط بین متغیرها به شمار می‌آید.

جدول (۳) تجزیه واریانس مربوط به متغیر بازدهی بازار سهام را نشان می‌دهد. در این جدول ستون اول دوره را نشان می‌دهد. در ستون دوم خطای پیش‌بینی متغیرهای مربوطه طی ۱۰ دوره نشان داده شده است. با توجه به اینکه خطا در هر سال بر اساس سال قبل محاسبه می‌شود لذا طی دوره‌ی مورد بررسی همواره افزایش می‌یابد. منبع این خطا تغییر در مقادیر جاری و تکانه‌های آتی است.

جدول (۳) تجزیه واریانس متغیر بازدهی بازار سهام

Period	S.E	RE	GXE	DCPI	DOP
۱	۳/۸۸۱۹۰۴	۱۰۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
۲	۴/۳۷۸۳۲۸	۹۸/۹۵۴۹۰	۰/۰۰۰۳۶۵	۰/۱۳۵۹۷۰	۰/۹۰۸۷۶۰
۳	۴/۴۲۱۲۰۰	۹۸/۰۵۲۶۷	۱۱۹۲۵۶.۰	۰/۴۶۵۹۱۶	۱/۳۶۲۱۵۸
۴	۴/۴۵۸۲۴۳	۹۶/۴۷۲۱۵	۰/۱۱۸۰۷۲	۰/۶۱۶۷۶۵	۱/۷۹۳۰۰۹
۵	۴/۴۶۷۶۱۶	۹۶/۱۳۹۱۰	۰/۱۲۰۲۲۶	۰/۶۵۷۶۶۳	۲/۰۸۳۰۰۹
۶	۴/۴۷۰۸۹۵	۹۶/۰۳۸۲۹	۱/۱۳۳۸۳۸	۱/۷۱۵۱۹۹	۲/۱۱۲۶۶۹
۷	۴/۴۷۲۴۰۹	۹۵/۹۷۴۲۵	۰/۱۶۹۱۳۷	۱/۷۱۶۶۳۳	۲/۱۳۹۹۷۹
۸	۴/۴۷۳۲۹۵	۹۵/۹۳۶۷۵	۰/۲۰۷۵۹۰	۱/۷۱۶۴۷۹	۲/۱۳۹۱۸۱
۹	۴/۴۷۳۹۷۳	۹۵/۹۰۷۷۰	۰/۲۲۷۵۳۳	۱/۷۲۴۳۰۰	۲/۱۴۰۴۶۸
۱۰	۴/۴۷۴۳۳۷	۹۵/۸۹۲۱۶	۰/۲۴۳۲۱۰	۱/۷۲۴۰۲۴	۲/۱۴۰۶۰۸

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول تجزیه واریانس مربوط به بازدهی بازار سهام نشان می‌دهد که در دوره‌ی اول تمامی تغییرات ایجاد شده در بازدهی بازار سهام از خود این متغیر ناشی می‌گردد و سهم متغیرهای دیگر در تغییرات ایجاد شده در بازدهی بازار سهام صفر می‌باشد. در دومین دوره سهم نوسانات نرخ ارز در تغییرات ایجاد شده در بازدهی بازار سهام ۰/۰۰۰۳۶ درصد افزایش یافته و قیمت نفت سهمی حدود ۰/۴ درصد از



دومین همایش ملی راهکارهای توسعه اقتصادی با محوریت برنامه‌ریزی منطقه‌ای

2nd National Conference on Economic Development Approaches, focusing on regional planning

تغییرات بازدهی بازار سهام را به خود اختصاص می‌دهد. بررسی دوره‌های محاسبه اینگونه نتیجه می‌دهد که در پایان دوره‌ی دهم سهم نوسانات نرخ ارز در تغییرات بازدهی بازار سهام به ۰/۲۴ درصد، سهم تغییرات شاخص قیمت مصرف کننده به ۱/۷۲ درصد، و سهم قیمت نفت به ۲/۱۴ درصد افزایش می‌یابد. با توجه به نتایج حاصل از تجزیه واریانس می‌توان گفت به ترتیب متغیرهای قیمت نفت و شاخص قیمت مصرف کننده بیشترین سهم و تغییرات نرخ ارز کمترین سهم را در توجیه تغییرات بازدهی بازار سهام تهران داشته‌اند.

۱۱- نتیجه گیری

پژوهش حاضر به عنوان یک مطالعه‌ی موردی به بررسی رابطه‌ی بین نوسانات نرخ ارز بازار موازی و بازار سهام در ایران پرداخته و علاوه بر متغیر نوسانات نرخ ارز بازار موازی از متغیرهای قیمت نفت و شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) به عنوان متغیر توضیحی استفاده شده است. مدل مورد استفاده در این پژوهش برگرفته از کار سالیفو و همکاران (۲۰۰۷) بوده است.

در این پژوهش جهت بررسی مانایی سری زمانی از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته استفاده شده است و نتایج این آزمون نشان داد که متغیر نرخ ارز و بازدهی بازار سهام در سطح و سایر متغیرها در تفاضل مرتبه‌ی اول پایا هستند. برای تعیین نوسانات نرخ ارز بازار موازی از مدل اقتصادسنجی GARCH استفاده شده است. سپس رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها با استفاده از آزمون همجمعی جوهانسون مورد بررسی قرار گرفته که نتایج این آزمون از وجود رابطه‌ی کوتاه مدت میان متغیرهای اقتصادی مذکور و بازدهی بازار سهام حکایت می‌کند. با توجه به نتایج آزمون همجمعی می‌توان این چنین بیان کرد که در کوتاه مدت بین متغیرهای بازدهی بازار سهام، نوسانات نرخ ارز بازار موازی، قیمت نفت، و شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) رابطه‌ی معنی‌داری وجود دارد که این رابطه بین متغیرهای بازدهی بازار سهام، نوسانات نرخ ارز بازار موازی، و شاخص قیمت مصرف کننده مثبت است. اما رابطه‌ی بین بازدهی بازار سهام و قیمت نفت منفی می‌باشد که با تئوری‌های موجود سازگار می‌باشند.

سپس به تعیین تعداد وقفه‌های بهینه پرداخته و نتایج حاکی از آن بود که وقفه‌ی بهینه سه می‌باشد. در این پژوهش برای مشخص نمودن اثر تکانه‌های وارد شده از جانب متغیرهای مدل بر بازدهی بازار سهام از روش توابع عکس العمل آنی و تجزیه واریانس استفاده شد. نتایج توابع عکس العمل آنی (اثر تکانه‌ها) نشان داد که اثر تکانه‌های یک انحراف معیار از سوی متغیرهای توضیحی بر بازدهی



دومین همایش ملی راهکارهای توسعه اقتصادی پاسخ‌گویی به چالش‌های منطقه‌ای

2nd National Conference on Economic Development Approaches, focusing on regional planning

بازار سهام پس از دوره‌ای مشخص مستهلک و به سمت صفر میل می‌کند. همچنین اثر تکانه‌ها نشان می‌دهد که با نوسانات نرخ ارز بازار موازی در دوره‌های اولیه جهشی نسبتاً کم در بازدهی بازار سهام ایجاد می‌شود که این جهش به تدریج کاهش یافته و در دوره‌ی چهارم پس از اعمال نوسانات اثر آن از بین می‌رود همچنین نتایج تجزیه واریانس حاکی از آن است که بیشترین تغییرات در بازدهی بازار سهام به ترتیب توسط تغییرات قیمت نفت، شاخص قیمت مصرف‌کننده، و نوسانات نرخ ارز بازار موازی توضیح داده می‌شود.

به طور کلی با توجه به تجزیه و تحلیل‌های آماری می‌توان نتیجه گرفت که نوسانات نرخ ارز بازار موازی اثر معنی‌داری بر بازدهی بازار سهام ایران طی سال‌های ۱۳۷۷ لغایت اردیبهشت ۱۳۸۷ داشته است. به بیان دیگر می‌توان این چنین نتیجه گرفت که ایجاد شوک‌های مثبت ارز (افزایش نرخ ارز) می‌تواند باعث تغییر در موقعیت رقابتی تولیدکنندگان داخلی شود. بدین صورت که افزایش نرخ ارز سبب افزایش توان رقابتی قیمت تولیدات داخلی و در مقابل کالاهای سایر کشورها در بازار داخلی و صادراتی می‌شود که حاصل آن افزایش تولید ملی، افزایش اشتغال و سرمایه‌گذاری‌های داخلی و خارجی، رونق بورس، افزایش درآمد حاصل از فروش ارز برای دولت، و غیره همراه با افزایش درآمدهای مالیاتی و گردشگری و به دلیل رشد و توسعه فعالیت‌های تولیدی است. در چنین تحلیلی در اثر تقویت موقعیت رقابتی تولیدکنندگان داخلی، سود آنها افزایش می‌یابد و در نتیجه شاخص قیمت سهام و به دنبال آن بازدهی بازار سهام افزایش می‌یابد. در چنین شرایطی (افزایش نرخ ارز) حتی کاهش وابستگی بودجه کشور به نفت فشار روی افزایش نرخ‌های مالیاتی جهت تأمین هزینه‌های بودجه به منظور افزایش درآمد دولت کمتر خواهد شد.

رابطه‌ی بدست آمده درمورد تغییرات قیمت نفت و بازدهی بازار سهام که در ارتباط معکوس با یکدیگر هستند چرا که با افزایش قیمت نفت درآمدهای ارزی کشور زیاد شده و با افزایش درآمدهای ارزی کشور حجم واردات بیشتر می‌شود و در نتیجه تولیدکنندگان به لحاظ ورود کالاهای مشابه خارجی با کیفیت برتر دچار مشکل فروش می‌شوند و با کاهش فروش طبیعتاً سود شرکت‌ها کاهش می‌یابد و نهایتاً قیمت سهام و به دنبال آن بازدهی بازار سهام کاهش پیدا می‌کند.

در رابطه با نتایج به دست آمده از رابطه‌ی شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) و بازدهی بازار سهام می‌توان گفت همواره جوامعی که با رشد اقتصادی همراه می‌شوند از نرخ تورم نسبتاً بالایی برخوردارند و از آنجایی که بازار سهام هر کشور می‌تواند آینده‌ی تمام نمای وضعیت اقتصادی هر کشور باشد می‌توان به این نتیجه رسید که در ایران با توجه به اینکه در سال‌های اخیر همراه با افزایش تورم که



دومین همایش ملی راهکارهای توسعه اقتصادی با محوریت برنامه‌ریزی منطقه‌ای

2nd National Conference on Economic Development Approaches, focusing on regional planning

بر اساس شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) سنجیده می‌شود شاهد رشد اقتصادی نسبتاً مناسبی بوده‌ایم و همزمان با این روند صعودی رشد، بازار سهام نیز رونق یافته می‌توان به این نتیجه رسید که با افزایش تورم در ایران همواره بازدهی بازار سهام نیز افزایش یافته است. البته می‌توان این موضوع را از نگرشی دیگر تفسیر نمود بدین ترتیب که از آنجایی که تورم بر ارزش ذاتی شرکت‌ها تأثیرگذار است باعث می‌شود ارزش دارایی‌ها و تجهیزات آنها افزایش یافته و همزمان ضمن افزایش هزینه‌ها قیمت محصولات و موادی که تولید می‌کنند نیز افزایش خواهد یافت که نتیجه‌ی آن افزایش سودآوری شرکت می‌باشد. از طرفی با بالا رفتن سود شرکت قیمت سهام و به دنبال آن بازدهی بازار سهام افزایش خواهد یافت.

۱۲- پیشنهادات مبتنی بر پژوهش

نرخ ارز به عنوان یک متغیر مهم و کلیدی در الگوهای اقتصادی محسوب می‌شود و از آنجا که این متغیر تأثیر به سزایی بر بخش حقیقی و مالی اقتصاد دارد، لذا پیشنهادهای سیاست‌گذاری برای این متغیر به حساسیت و دقت نظر خاصی نیاز دارد، اما آنچه که با استفاده از این پژوهش می‌توان در قالب پیشنهاد بیان کرد به صورت زیر است:

۱. با توجه به اینکه یکی از وظایف دست‌اندرکاران بورس اوراق بهادار تعیین قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس می‌باشد و این قیمت باید نشان دهنده‌ی تمام عوامل مؤثر بر بورس باشد. بنابراین باید کلیه‌ی عوامل اقتصادی از جمله نوسانات ارزی و قیمتی در قیمت‌گذاری سهام منظور گردد. لذا پیشنهاد می‌گردد در قیمت‌گذاری سهام شرکت‌ها نوسانات نرخ ارز و قیمت‌ها لحاظ شود.

۲. سرمایه‌گذاران فعال در بازار سهام و همچنین سرمایه‌گذاران جدید می‌باید به تأثیرات کوتاه مدت و بلندمدت تغییرات ارزی و قیمتی بر شاخص قیمت سهام واقف باشند و تغییرات یکباره‌ی شاخص قیمت را ملاک ارزیابی و سودآوری و انتخاب سهام جدید قرار ندهند.



منابع

۱. برزنده، محمد، (۱۳۷۶)، اثر متغیرهای کلان اقتصاد بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبائی
۲. پورباقر، زینب، (۱۳۸۷)، بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد بابل
۳. حلاقی، حمیدرضا و همکاران، (۱۳۸۳)، انحرافات نرخ واقعی ارز و رشد اقتصادی در ایران، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۲
۴. زارع، هاشم و رضایی، زینب، (۱۳۸۵)، تأثیر بازارهای ارز، سکه و مسکن بر رفتار شاخص بورس اوراق بهادار، مجاه پژوهشی دانشگاه اصفهان، جلد ۲۱، شماره ۲
۵. زمانی فراهانی، مجتبی، (۱۳۸۱)، پول، ارز و بانکداری، چاپ هشتم، تهران، انتشارات ترمه
۶. عباسیان، عزت ا... و مرادپور، مهدی و عباسیون، وحید، (۱۳۸۷)، اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۳۶
7. Atsuyuk, N, Dynamic Relations Between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market, Journal of Financial Reserch ,1995
8. Aydemir, O, Demirhan, E, The Relationship between Stock Prices and Exchange Rates Evidence from Turkey, "International Research Journal of Finance and Economics , ISSN 1450-2887 Issue 23 , 2009
9. Barta, E & Bodnal, G.M, Frim valuation, Earning Expectation and the Exchang Rate Expousure Effect. the Journal of finance, 1994.
10. Enders, W, Applied Econometric Time Series, University of Alabama, 2004



11. Maysami, R.C. and T.S. Koh , A Vector Error Correction Model of the Singapore Stock Market, International Review of Economics and Finance, Vol. 9, pp. 79-96, 2000
12. Rolseth , L, Adjusting Stock Market Values to Exchange Rate Exposure: The Case of ASTRA , SCA and STORA. Working Papers in Economics no 6 , Department of Economics , Goteborg Univercity, 1996
13. Sadorrsky, P, The Macroeconomic determinants of technology stock price volatility, Review of Financial Economics, Volume 12, N.3, PP. 549-565. 2003
14. Salifu, Z, Osei, K, & Adjasi Charles, K.D, Foreign Exchang Risk Expousure of Listed Companies in Ghana. the Journal of Risk finance, Volume: 8 Issue: 4: PP 380-393, 2007.