

## 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 داوورزاده\*

تاریخ پذیرش: ۸۶/۶/۲

تاریخ وصول: ۸۵/۲/۱۵

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 (اگر چه 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<sup>۱</sup> 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<sup>۲</sup> (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 آرچ،<sup>۳</sup> پیش‌بینی، شاخص قیمت جهانی طلا، شاخص قیمت جهانی نفت

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

<sup>۱</sup> GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)

<sup>۲</sup> Fair and Shiller

<sup>۳</sup> 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 پیشنهادات است.

## 2- بررسی مهمترین عوامل مؤثر بر قیمت سهام

اولین و مهمترین عامل مؤثر 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 مؤثر 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 ( $EPS$ )<sup>4</sup>، سود تقسیمی هر سهم ( $DPS$ )<sup>5</sup>، نسبت قیمت بر درآمد ( $P/E$ )<sup>6</sup>، 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

<sup>4</sup> Earning Per Share

<sup>5</sup> Dividends Per Share

<sup>6</sup> 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 دهنده‌ی 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 بین‌المللی است؛ اگر چه این نقش به مرور زمان تا حدودی تقلیل یافته است. تبیین چنین رابطه‌ی راهنمای سیاست‌گذاران در جهت‌گیری‌های سیاست‌های پولی و ارزی است (داورزاده، ۱۳۸۶).

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

### 3 - 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.

#### 3-1- مطالعات خارجی

مگنوس و فوسو<sup>7</sup> (۲۰۰۶) نوسانات (واریانس شرطی) مبادلات بورس غنا را با استفاده از مدل خطی گام تصادفی<sup>8</sup>، مدل متقارن ناهمسانی شرطی خودتوضیحی تعمیم یافته  $GARCH(1, 1)$ ، مدل‌های نامتقارن ناهمسانی شرطی خودتوضیحی توانی  $EGARCH(1, 1)$ <sup>9</sup> و مدل ناهمسانی شرطی خودتوضیحی آستانه  $TGARCH(1, 1)$ <sup>10</sup> مدل‌سازی و پیش‌بینی کردند. آنها از بانک داده‌های شاخص

<sup>7</sup> Magnus and Fosu

<sup>8</sup> Random Walk Model (RW)

<sup>9</sup> Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (EGARCH)

<sup>10</sup> Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (TGARCH)

قیمت سهام<sup>11</sup> (*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 آنتا<sup>12</sup> (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.

کایادو<sup>13</sup> (2004) با استفاده از مدل‌های *GARCH*، *GARCH-M*،<sup>14</sup> *GARCH* توانی (*EGARCH*) و *ARCH* آستانه (*TARCH*)، نوسانات بازدهی روزانه و هفتگی شاخص قیمت سهام کشور پرتغال (*PSI-۲۰*) 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.

سیرونیس<sup>15</sup> (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.

بلر<sup>16</sup> 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.

<sup>11</sup> Databank Stock Index

<sup>12</sup> Wdowinski and Aneta

<sup>13</sup> Caiado

<sup>14</sup> GARCH-in-Mean

<sup>15</sup> Siourounis

<sup>16</sup> Blair

انگل و ساسمل<sup>17</sup> (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 وادوانی<sup>18</sup> (1990) علت افت همه‌ی بازارهای سهام علی‌رغم شرایط اقتصادی مختلف، در اکتبر 1987 را بررسی کردند. بر اساس نتایج این تحقیق، انتقال<sup>19</sup> 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.

هامائو<sup>20</sup> 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 سرریز<sup>21</sup> 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.

<sup>17</sup> Engle and Susmel

<sup>18</sup> King and Wadhvani

<sup>19</sup> Contagion

<sup>20</sup> Hamao

<sup>21</sup> Spillover

## 3-2- مطالعات داخلی

کریمزاده (1385) رابطه‌ی بلند مدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی را با استفاده از روش همجمعی<sup>22</sup> 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 توزیعی<sup>23</sup> (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)<sup>24</sup> 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

<sup>22</sup> Cointegration

<sup>23</sup> Auto Regressive Distributed Lag

<sup>24</sup> 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)<sup>25</sup> 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.

<sup>25</sup> 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 اندازه‌گیری 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)،<sup>26</sup> 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

<sup>26</sup> Engle

$GARCH(p,q)$  به صورت روابط زیر است. این مدل به وسیلهی بولرسلو<sup>27</sup> 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.

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

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.

$$\begin{aligned} g_0 > 0, g_i \geq 0 & \quad i=1, \dots, p \\ f_j \geq 0 & \quad j=1, \dots, q \end{aligned} \quad (4)$$

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 زمانی<sup>28</sup> به واریانس وقفه دار<sup>29</sup> 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.

<sup>27</sup> Bollerslev

<sup>28</sup> Time varying variance

<sup>29</sup> 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  $TGARCH$  و  $EGARCH$  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،  $[GARCH02 = GARCH01]^2$  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 معمولی<sup>30</sup> 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).

<sup>30</sup> Ordinary Least Square (OLS)

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

$$(6/544349) \quad (2/135153) \quad (-5/921018)$$

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

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).

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

$$(6/559858) \quad (3/206896) \quad (-5/930257)$$

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

(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.

<sup>31</sup> 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.

<sup>32</sup> 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.

<sup>33</sup> 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.

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

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

در رابطه ی فوق،  $\hat{T}_{gt}$  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  $\hat{T}_{ot}$  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).

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

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

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 ( $J-B$ )<sup>34</sup> 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:  $H_1$ :

<sup>34</sup> Jarque-Bera



جدول 3: نتایج آزمون ناهمسانی شرطی ARCH

آزمون ناهمسانی شرطی ARCH			
0/00000	احتمال	39/57167	آماره ی $F$
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 ی $F$	
0/00000	احتمال	38/81825	$NR^2$ (مشاهدات $\times R^2$ )	
احتمال	آماره ی $t$	انحراف معیار	ضریب	متغیر
0/0000	6/393139	0/000154	0/000988	$C$
0/7628	0/302481	0/200780	0/060732	$TG$
0/3032	1/034242	7/624823	7/88591	$TG^2$
0/7252	-0/352355	0/201348	-0/070946	$TO$
0/3203	-0/998300	7/673770	-7/660722	$TO^2$

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 $\chi^2$

ماخذ: محاسبات محققان

جدول 6: آزمون محدودیت ضرایب والد رابطه‌ی 10

0/00000	احتمال	21/55644	آماره‌ی F
0/00000	احتمال	43/11287	آماره‌ی $\chi^2$

ماخذ: محاسبات محققان

## 8- مقایسه‌ی خطای پیش بینی جداگانه و مرکب

در این قسمت واریانس خطای پیش بینی جداگانه<sup>35</sup> (معادلات 8 و 10) و مرکب<sup>36</sup> (معادله‌ی 12) تجزیه و تحلیل شده است.

جدول 7: واریانس خطاهای پیش بینی

پیش بینی جداگانه	
0/00124842	نفت
0/001248703	طلا
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.

<sup>35</sup> Individual Forecast

<sup>36</sup> 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 هر کدام بر قیمت سهام بورس تهران توسط رابطه‌ی (15) بررسی شده است.

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

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

$$DLT = 0/1325 - 0/00017 G(-1) - 0/0001 O(-1) - 0/116 GARCH_{t-1} + e_t$$

$$(5/83) \quad (-0/24) \quad (-0/23) \quad (-5/62)$$

$$R^2 = 0/243686 \quad DW = 1/747506$$

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 ی 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 Wadhvani, 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 2: 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

$$DLT = 0.12 + 0.011 \times DLG(-1) - 0.119 \times GARCH \cdot 2$$

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		
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	0.000154	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

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

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

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

$$DLT = 0.133 - 0.000179 \times G(-1) - 0.000119 \times O(-1) - 0.116 \times GARCH02$$