مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۷۲ / فروردین و اردیبهشت ۱۳۸۵ / صفحات ۱۶۲-۱۳۱

ایران، میزان ادغام در اقتصاد جهانی و مزیت‌های نسبی

محسن مهرآرا*

علی رستمیان**

تاریخ دریافت: ۸۴/۳/۲۱ تاریخ پذیرش: ۸۴/۷/۲۰

چکیده

یکی از دغدغه‌های اساسی اکثر کشورهای دنیا به‌خصوص کشورهای در حال توسعه، فرایند رو به‌گسترش جهانی شدن و چگونگی رویارویی با این فرایند است. آگاهی از میزان ادغام تجاری کشور در اقتصاد جهانی می‌تواند به‌درک موقعیت و توانایی‌های اقتصادی کشور در پیوستن به‌روند جهانی شدن کمک شایانی کند. اندازه‌گیری میزان ادغام تجاری کشور با استفاده از شاخص تجارت درون صنعتی (IIT) برای دوره ده ساله (۸۲-۱۳۷۳) نشان می‌دهد که در یک سوم فصل‌های تعرفه‌ای، میانگین IIT صفر و یا نزدیک به‌صفر است که این بیان‌گر میزان جهانی شدن و ادغام تجاری بسیار پایین اقتصاد ایران در اقتصاد جهانی است. محاسبه‌های صورت گرفته برای تعیین مزیت‌های نسبی اقتصاد کشور با استفاده از شاخص مزیت نسبی آشکار شده بالانس حاکی از آن است که ایران در تولید و صدور کالاهای مبتنی بر مزیت نسبی ایستا (طبیعی) دارای مزیت است.

طبقه‌بندی JEL: F1، C0، C2.

کلید واژه: اقتصاد ایران، جهانی شدن، تجارت درون صنعت، مزیت نسبی آشکارشده.

---

* عضو هیأت علمی دانشگاه تهران.

** دانشجوی کارشناسی ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی دانشگاه علامه طباطبایی.

۱- مقدمه

جهانی شدن هر چند پدیده جدیدی نیست و سابقه آن به‌قرن نوزدهم بر می‌شود؛ اما از سه دهه پیش یعنی از دهه ۱۹۷۰به بعد، به‌ویژه با فروپاشی شوروی و سقوط سوسیالیسم دولتی در دهه ۱۹۹۰ و تحکیم سرمایه‌داری در جهان به‌شدت بر اهمیت آن افزوده و امروز به‌امری غیرقابل‌اجتناب تبدیل شده است، به‌طوری‌که در چند سال گذشته بیشترین تأثیر را در سیاست‌های اقتصادی کشورها داشته و بحث پیوستن یا نپیوستن بهWTO از مباحث گرم محافل علمی، سیاسی و روشنفکری بوده است. شاید بتوان گفت که مهم‌ترین ویژگی این فرایند همه گیر بودن آن است و هیچ کشوری توان گریز از آثار و تبعات آن را ندارد. در حال حاضر بهترین رویکرد در مواجهه با جهانی شدن شناسایی چالش‌ها و فرصت‌های منتج از آن و آماده‌سازی هر چه بیشتر اقتصاد کشور از نظر زیر ساخت‌های نرم‌افزاری(همچون مدیریت، قوانین و مقررات، ارزش‌ها و باورها و...) و سخت افزاری (مانند ایجاد صنایع دارای مزیت، حمل و نقل و...) برای رویا رویی با این پدیده است.

جهانی شدن فرایندی نیست که در تمام کشورها به‌طور یکسانی تجربه شود؛ بلکه کشورهایی می‌توانند از این فرایند بهره بیشتری برده و از فرصت‌های خلق شده توسط آن حداکثر بهره‌برداری را بکنند که شناختی درست نسبت به‌همه جوانب آن پیدا کرده و خود را برای رویارویی هر چه بهتر با آن آماده سازند. اقتصاد در سطح جهانی به‌سرعت به‌سمت همگرایی و یکپارچه شدن در حال حرکت است و ادغام اقتصادهای ملی در اقتصاد بین‌المللی و وابستگی متقابل اقتصادی کشورها نسبت به‌گذشته به‌شدت در حال افزایش است. *رقابت*، مهم‌ترین مؤلفه و اصلی‌ترین پیام جهانی شدن است. درطی این فرایند میدان رقابت از سطح ملی و منطقه‌ای به‌سطح جهانی گسترش یافته و مرزها و فاصله‌ها و قوانین گمرکی نمی‌توانند چتر امنی برای شرکت‌ها و بنگاه‌های ناکارامد باشند. بنابراین رقابت‌پذیری حیاتی‌ترین مسأله در فرایند جهانی شدن است. شناخت مزیت‌های

نسبی کشور دربخش‌های مختلف اقتصادی می‌تواند گام مهمی برای افزایش رقابت‌پذیری اقتصاد کشور باشد. پی بردن به‌این‌که اقتصاد ایران در صورت ادغام بیشتر در اقتصاد جهانی در پروسه تقسیم کار بین‌المللی در چه بخش‌هایی تخصص خواهد یافت؛ بسیار مهم است و ما را رهنمون می‌سازد تا با سرمایه‌گذاری بیشتر در این بخش‌ها و رفع نواقص بخش‌های ضعیف اقتصادی در رقابت جهانی پرفروغ‌تر ظاهر شویم.

این مقاله از سه بخش اصلی تشکیل شده است. بخش اول، به‌دنبال شناخت جایگاه اقتصاد ایران در فرایند جهانی شدن و اندازه‌گیری میزان ادغام تجاری اقتصاد ایران در اقصاد جهانی است که برای نیل به‌این هدف بعد از مرور ادبیات نظری و تجربی موضوع، با استفاده از شاخص تجارت درون صنعت (IIT)[1] میزان ادغام تجاری ایران در اقتصاد بین‌الملل اندازه‌گیری شده است. برای اندازه‌گیری تجارت درون صنعت از شاخص تعدیل نشده گروبل و لوید (۱۹۷۵)[2] که متداولترین روش برای محاسبه IIT است؛ استفاده شده است. بخش دوم مقاله به‌دنبال پاسخ به‌این سؤال است که در فرایند جهانی شدن اقتصاد؛ ایران در چه بخش‌هایی تخصص خواهد یافت که به‌این منظور در ادامه بحث، پس از معرفی شاخص‌های مطرح در اندازه‌گیری مزیت نسبی از شاخص مزیت نسبی آشکار شده بالانس[3] برای به‌دست آوردن مزیت‌های نسبی کشور در بخش‌های مختلف اقتصادی استفاده شده است. این شاخص‌ها با استفاده از آمار صادرات و واردات کشور بر اساس قسمت‌ها و فصل‌های تعرفه‌ای (۹۷ فصل تعرفه ای) و برای یک دوره ده ساله (۱۳۸۲-۱۳۷۳) محاسبه شده‌اند؛ بنابراین به‌راحتی می‌توان تغییرات وپویایی تجارت درون صنعت و مزیت‌های نسبی کشور در تولید و صدور کالا در ده سال گذشته را ملاحظه کرد. بخش پایانی مقاله به‌نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد اختصاص یافته است.

1- Intra-Industry Trade.
2- Unadjusted Grubel-Lioyd Index (1975).
3- R. Ballance.

۲- اندازه‌گیری میزان ادغام تجاری اقتصاد ایران در اقتصاد جهانی

با توجه به‌این‌که مدت اندکی است جهانی شدن به‌صورت جدی مورد توجه محافل علمی قرار گرفته است؛ بنابراین اندازه‌گیری آن نیز در مراحل مقدماتی به‌سر می‌برد. نظرات مختلفی در این مورد بیان شده و شاخص‌های متفاوتی نیز برای اندازه‌گیری وپی بردن به‌این‌که آیا در دنیای واقعی، جهانی شدن درحال گسترش است یا نه؛ ارائه شده است که هرکدام از دیدگاه خاصی به‌این موضوع پرداخته‌اند:

دراوایل سال ۲۰۰۱، نشریه مشهور "فارین پالیسی[1]" و "دفتر مشاوره بین‌المللی کرنی[2]" شاخص‌هایی از جهانی شدن ارائه کردندکه ترکیبی از چهارمؤلفه کلیدی از ادغام جهانی یعنی؛ جهانی شدن تجارت کالاها وخدمات، جهانی شدن مالی، جهانی شدن تماس‌های شخصی واتصال اینترنتی است. این شاخص برای پنجاه کشورصنعتی و چند نماینده کلیدی از اقتصادهای نوظهور محاسبه شده و براساس آن، کشورهای سنگاپور، هلند وسوئد بالاترین رتبه را دارند.

بنیاد هریتیج[3] و مؤسسه فریزر[4] هر کدام با استفاده از معیارهای جداگانه‌ای، برای اندازه‌گیری تجربی سطح آزادی اقتصادی در کشورهای سراسر دنیا، اقدام به‌معرفی شاخص آزادی اقتصادی[5] کرده‌اند. شاخص آزادی اقتصاد بنیاد هریتیج، براساس مقادیر ۵۰ متغیر مستقل اقتصادی که به ۱۰ طبقه اصلی تقسیم شده‌اند؛ محاسبه می‌شود. این شاخص برای اولین بار در اواخر دهه ۱۹۸۰ در این بنیاد آمریکایی مورد بحث قرار گرفته و تهیه‌کنندگان آن، آزادی اقتصادی را نبود تحمیل یا محدودیت بر تولید، توزیع و مصرف کالاها و خدمات تعریف می‌کنند. اما شاخص آزادی اقتصادی مؤسسه فریزر شاخص موزون و مرکب از ۲۱ متغیر مختلف است و گردآورندگان آن بر این باورند که اصلی‌ترین اجزا آزادی اقتصادی

1- Foreign Policy
2- A. T. Kearney
3- Heritage Foundation
4- Fraser Institute
5- Economic freedom index

را انتخاب شخصی، حمایت از دارایی‌های خصوصی و آزادی مبادله تشکیل می‌دهد. این دو شاخص به‌صورت سالانه تهیه و منتشر می‌شوند. به‌طور مثال در سال ۱۹۹۸ مؤسسه فریزر شاخص آزادی اقتصادی را برای ۱۲۳ کشور جهان محاسبه کرده است که در آن میان، کشور ما رتبه ۱۰۲ را کسب کرده و نیز شاخص هر یتیچ در سال ۲۰۰۲ در بین ۱۵۶ کشور جهان رتبه ۱۵۱ را به‌ایران داده است.[۱]

در سه پژوهش انجام شده توسط گرت[۲] (۱۹۹۸، ۱۹۹۵) و رودریک[۳] (۱۹۹۸) از مجموع صادرات و واردات نسبت به GDP به‌عنوان شاخصی برای جهانی شدن استفاده شده است. رائو[۴] (۱۹۹۸) دریک مطالعه بین کشوری[۵] از سهم تجارت، صادرات و صادرات کالاهای اولیه، از تولید ناخالص داخلی کشورها و نیز سهم مالیات بر تجارت ازکل تجارت به‌عنوان شاخص‌های جهانی شدن استفاده کرده است.

یکی از شاخص‌های معتبری که در اکثر مطالعات صورت گرفته به‌عنوان معیار جهانی شدن اقتصاد استفاده شده است؛ شاخص تجارت درون صنعت (IIT) است که از آن به‌عنوان معیار ادغام تجارت بین‌الملل[۶] نیز یاد می‌شود. ماخی‌جا[۷]، کیم[۸] و ویلیامسون[۹] در پژوهشی که در ارتباط با صنایع شیمیایی انجام داده‌اند از این معیار به‌همراه معیار سطح تجارت بین‌الملل(LIT)[۱۰] به‌عنوان شاخص‌های جهانی شدن استفاده کرده‌اند. در ایران نیز این شاخص توسط کلباسی و مجیدی (۱۳۸۰) و کمیجانی و نوری (۱۳۷۹)، برای اندازه‌گیری جهانی شدن اقتصاد استفاده شده است. کلباسی و مجیدی با استفاده از این دو معیار تأثیر جهانی

۱- به‌نقل از: دادگر و ناجی میدانی ۱۳۸۲، صص ۱۰۳- ۱۳۵.

2- Garrett.
3- Rodrik.
4- Rao.
5- Cross - country.
6- Integration of International Trade.
7- Makhija.
8- Kim.
9- Williamson.
10- Level of International Trade.

شدن بر سه گروه کالاهای واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرفی را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند و کمیجانی و نوری این معیارها را برای بررسی روند جهانی شدن کشاورزی ایران مورد استفاده قرار داده‌اند. در پژوهش حاضر نیز از شاخص IIT به‌لحاظ ویژگی‌های متمایز آن، به‌عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری میزان جهانی شدن و ادغام تجاری اقتصاد ایران در اقتصاد جهانی استفاده شده است.

تجارت درون صنعت (که تجارت افقی، تجارت دوطرفه و تجارت متقابل نیز خوانده می‌شود) به‌واردات و صادرات همزمان محصولات همگن متمایز یک صنعت خاص اطلاق می‌شود که به‌مبادله در داخل صنایع و نه بین صنایع می‌انجامد.[۱] این محصولات مانند اتومبیل یا لوازم برقی وخانگی و... هر چند دارای یک نام مشترک هستند ولی قطعاً از نظر سایر ویژگی‌ها تفاوت دارند. این نوع تجارت بین‌الملل نه فقط باعث افزایش دامنه انتخاب مصرف‌کنندگان هر کشوری می‌شود؛ بلکه باعث افزایش سطح رقابت میان تولیدکنندگان آن گروه از کالاها در کشورهای مختلف خواهد شد. براساس نظریه هکشور- اوهلین[۲] تجارت میان کشورها براساس تفاوت در وفور نسبی عوامل تولید صورت می‌گیرد. در حالی که IIT تجارت در محصولات با شدت عامل یکسان را توضیح می‌دهد. به‌بیان دیگر نظریه هکشور - اوهلین تجارت بین صنایع را توضیح می‌دهد؛ نه تجارت درون صنعت را. در حالی که حجم وسیعی از مبادلات بین‌المللی بر اساس تنوع محصولات یک صنعت انجام می‌شود. یعنی بخش وسیعی از تجارت بین‌الملل شامل «تجارت درون صنعت» در محصولات همگن متمایز است.[۳] براساس براورد کلارک (۱۹۹۸) حدود ۶۸ درصد از تجارت میان شمال - شمال مربوط به‌تجارت درون صنعتی بوده است.[۴] همچنین IIT در حدود ۲۵ درصد از تجارت جهانی را به‌خود اختصاص داده است.[۵]

۱- گاندولفو ۱۳۸۰.

2- Heckscher - Ohlin

۳- سالواتوره ۱۳۸۰.

4- Clark, 1998.

5- Krugman & Obstfeld, 1991

شاخص تجارت درون صنعت که برای اولین بار در سال ۱۹۷۵ توسط گروبل و لوید ارائه شد؛ به‌شکل زیر است:

$$ITT = 1 - \left[|X_t - M_t| / (X_t + M_t) \right] \quad (1)$$

در فرمول بالا X_t نشان‌گر صادرات و M_t نشان‌گر واردات صنعت (یا بخش) مورد نظر است. مقدار شاخص IIT بین صفر و یک قرار دارد که صفر نشان‌دهنده عدم وجود تجارت درون صنعتی است که در این حالت کشور مورد نظر واردکننده یا صادرکننده خالص آن کالاست و اما یک بیان‌گر تجارت درون بخشی کامل است یعنی صادرات برابر واردات است.

این شاخص میزان ادغام جهانی یک صنعت (یا بخش) را اندازه‌گیری کرده و نمایان‌گر میزان قدرت و انعطاف اقتصادی کشورها برای رقابت در صحنه اقتصاد بین‌الملل ودر نتیجه آمادگی آنها برای آزادسازی تجاری و ورود به‌عرصه جهانی شدن اقتصاد است. یافته‌های اکثر تحقیقات انجام شده در این رابطه حاکی از آن است که IIT با اکثر عوامل مؤثر بر جهانی شدن ارتباط مستقیم دارد، که از آن جمله می‌توان به‌موارد زیر اشاره کرد:

- اندازه بازار (لانکاستر[1] ۱۹۸۰، هلپمن[2] ۱۹۸۱)
- سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[3]
- کاهش موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای (بالا سا و باونز[4] ۱۹۸۷، استون و لی[5] ۱۹۹۵)
- مشارکت در طرح‌های همگرایی اقتصادی (لوشر و ولتر[6] ۱۹۸۰، بالاسا و بانز ۱۹۸۷)

1- Lancaster
2- Helpman
۳- گزارش سازمان ملل در مورد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نشان می‌دهد که در سال ۱۹۹۹، از کل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی انجام شده در جهان ، ۶۷. ۷ درصد از آن توسط کشورهای پیشرفته صنعتی در میان خودشان انجام شده است.
4- Balassa & Bauwens.
5- Stone & Lee.
6- Loertscher & Wolter.

پس با توجه به‌نکات ذکر شده و نتایج مطالعات صورت گرفته می‌توان اذعان داشت که شاخص IIT معیار بسیار مناسبی برای بررسی روند جهانی شدن اقتصاد است.

جدول‌های شماره (۱) و (۲) مقدار این شاخص را که در یک دوره ده ساله (۱۳۸۲ - ۱۳۷۳) برای اقتصاد ایران محاسبه شده است؛ نشان می‌دهند. برای محاسبه این شاخص از آمار صادرات و واردات بر حسب قسمت‌ها و فصل‌های تعرفه‌ای (H. S)[1] استفاده شده است. در جدول شماره (۱) میانگین شاخص IIT برای دوره مورد نظر محاسبه شده و نتایج در جدول شماره (۲) در سه گروه، طبقه‌بندی شده است.

بر طبق جدول شماره (۲) در ۷۳ فصل از ۹۷ فصل تعرفه‌ای، میانگین شاخص ادغام تجاری کمتر از ۴۰٪ است که بیان‌گر میزان تجارت درون بخشی و ادغام تجاری بسیار پایین در این بخش‌ها است. در۱۴ فصل، این شاخص در فاصله ۶۰٪ - ۴۱٪ قرار دارد؛ که ادغام تجاری در آنها متوسط است و تنها در ۱۰ فصل تعرفه‌ای میزان IIT بالاتر از ۶۱٪ است. میانگین IIT برای کل اقتصاد ایران برابربا ۲۵٪ است که این برای اقتصادی که در حال پیوستن بهWTO است؛ نمی‌تواند رقم مناسبی باشد.

بر اساس جدول شماره (۱) مهم‌ترین گروه محصولات در تجارت درون صنعت ایران مربوط به‌نباتات زنده و محصولات گلکاری (۰/۶۸)، قهوه، چای، ماته و ادویه (۰/۷۲)، کاکائو و فراورده‌های آن (۰/۶۴)، فراورده‌های خوراکی گوناگون (۰/۷۴)، نمک، گوگرد، خاک وسنگ (۰/۷۳)، سوخت‌های معدنی... (۰/۷۵)، روغن‌های اسانسی و رزینوئید (۰/۷۵)، صابون‌ها و مواد آلی تانسیواکتیو (۰/۸۸)، مصنوعات از سنگ، گچ و سیمان (۰/۶۹) و محصولات سرامیکی (۰/۷۰) است.

1- Harmonized System.

سیستم هماهنگ شده توصیف و کدگذاری کالا (H. S) حاوی ۲۱ قسمت، ۹۷ فصل و ۵۰۱۳ شماره اصلی است که از طرف سازمان جهانی گمرک برای کشورهای عضو تدوین شده و به «نمانکلاتور سیستم هماهنگ شده توصیف و کدگذاری» موسوم است و کشورهای عضو متعهد به‌رعایت اصول کلی آن هستند.

جدول ۱- میانگین شاخص تجارت درون صنعتی در فصول تعرفه‌ای (۱۳۸۲-۱۳۷۳)

فصل	نوع کالا	$\overline{IIT}$	فصل	نوع کالا	$\overline{IIT}$
۱	حیوانات زنده	۰/۵۵	۲	ابریشم	۰/۱۹
۳	گوشت و احشام خوراکی	۰/۱۰	۴	پشم، موی نرم (کرک) یا...	۰/۶۳
۵	ماهی‌ها و قشرداران، صدفداران...	۰/۳۹	۶	پنبه	۰/۴۲
۷	شیر و محصولات لبنی، تخم پرندگان...	۰/۴۰	۸	سایر الیاف نسجی نباتی...	۰/۱۵
۹	سایر محصولات حیوانی...	۰/۱۱	۱۰	رشته‌های سنتتیک یا مصنوعی	۰/۱۲
۱۱	نباتات زنده و محصولات گلکاری	۰/۶۸	۱۲	الیاف رشته‌های سنتتیک یا...	۰/۲۱
۱۳	سبزیجات، نباتات ریشه و...	۰/۱۳	۱۴	اوات، پارچه‌های نبافته و نمد	۰/۳۸
۱۵	میوه‌های خوراکی، پوست مرکبات و...	۰/۰۷	۱۶	فرش و سایر کف پوش‌ها از مو	۰/۰۱
۱۷	قهوه، چای، ماته و ادویه	۰/۷۲	۱۸	پارچه‌های تار و پود باف مخصوص	۰/۲۲
۱۹	غلات	۰/۰۱	۲۰	پارچه‌های نسجی اغشته...	۰/۰۹
۲۱	محصولات صنعت آردسازی، مالت...	۰/۵۶	۲۲	پارچه‌های کشباف یا قلاب باف	۰/۴۲
۲۳	دانه و میوه‌های روغن دار...	۰/۲۸	۲۴	لباس و متفرعات لباس ازکشباف	۰/۰۱
۲۵	انگم‌ها، رزین‌ها و سایر...	۰/۴۵	۲۶	لباس و متفرعات لباس غیراز کشباف	۰/۱۴
۲۷	مواد قابل‌بافت و سایر...	۰/۰۱	۲۸	سایر اشیاء نساجی دوخته و...	۰/۱۷
۲۹	چربی‌ها و روغن‌های حیوانی...	۰/۰۸	۳۰	کفش، گترواشیاء همانند...	۰/۰۱
۳۱	فراورده‌های گوشت، ماهی...	۰/۰۰	۳۲	کلاه و اجزا کلاه	۰/۴۴
۳۳	قند و شکر و شیرینی	۰/۱۸	۳۴	چتربارانی، چتر آفتابی، عصا و...	۰/۰۸
۳۵	کاکا ئو و فراورده‌های آن	۰/۶۴	۳۶	پر و پر نرم آماده و اشیاء...	۰/۱۸
۳۷	فراورده‌های غلات، آرد...	۰/۰۳	۳۸	مصنوعات از گچ، سنگ و سیمان	۰/۶۹
۳۹	فراورده‌ها از سبزیجات...	۰/۰۵	۴۰	محصولات سرامیکی	۰/۷۰
۴۱	فراورده‌های خوراکی گو ناگون	۰/۷۴	۴۲	شیشه و مصنوعات شیشه ای	۰/۳۶
۴۳	نوشابه‌ها، آبگونه‌های الکلی و سرکه	۰/۰۲	۴۴	مروارید طبیعی یا پرورده، سنگ	۰/۲۲
۴۵	آخال و تفاله صنایع خوراک‌سازی و...	۰/۰۲	۴۶	چدن یا آهن و فولاد	۰/۲۰
۴۷	توتون و تنباکو و بدل...	۰/۴۳	۴۸	مصنوعات ا ز چدن، آهن یا...	۰/۲۵
۴۹	نمک گوگرد، خاک و سنگ و...	۰/۷۳	۵۰	مس و مصنوعات از مس	۰/۵۰
۵۱	سوخت‌های معدنی، روغن‌های...	۰/۵۴	۵۲	نیکل و مصنوعات از نیکل	۰/۰۱
۵۳	محصولات شیمیایی غیرالی...	۰/۷۵	۵۴	الومینیوم ومصنوعات از...	۰/۵۱
۵۵	محصولات شیمیایی الی	۰/۴۷	۵۶	(منیزیم - بریلیم) گلوسینیم	-
۵۷	محصولات دارویی	۰/۵۰	۵۸	سرب و مصنوعات از سرب	۰/۳۱
۵۹	کودها	۰/۰۵	۶۰	روی و مصنوعات از روی	۰/۳۷
۶۱	عصاره‌های دباغی یا رنگرزی و...	۰/۱۲	۶۲	قلع و مصنوعات از قلع	۰/۰۱
۶۳	روغن‌های اسانسی و رزینوئید	۰/۱۴	۶۴	سایر فلزات معمولی...	۰/۰۳
۶۵	صا بون‌ها، مواد الی تانسیواکتیو	۰/۷۵	۶۶	ابزارها، ابزار آلات و...	۰/۰۵
۶۷	مواد آلبومینوئید، محصولات...	۰/۸۸	۶۸	مصنوعات گوناگون از فلزات	۰/۲۷
۶۹	باروت و مواد منفجره - کبریت...	۰/۴۸	۷۰	راکتورهای هسته‌ای، دیگ بخار	۰/۰۲
۷۱	محصولات عکاسی و سینما توگرافی	۰/۰۹	۷۲	ماشین‌آلات و دستگاه‌های برقی	۰/۰۴
۷۳	محصولات گوناگون صنایع شیمیایی	۰/۰۱	۷۴	لکوموتیوهای راه آهن یا تراموای...	۰/۱۰
۷۵	مواد لاستیکی و اشیاء ساخته شده از آن	۰/۲۰	۷۶	وسائط نقلیه زمینی غیراز...	۰/۰۹
۷۷	کائوچو و اشیاء سا خته شده	۰/۳۶	۷۸	وسائط نقلیه هوایی، فضایی...	۰/۰۱
۷۹	پوست (غیر از پوست‌های نرم) و چرم	۰/۲۳	۸۰	کشتی‌ها، قایق‌ها و شناورها	۰/۲۱
۸۱	اشیاء ساخته شده از چرم، مصنوعات	۰/۰۶	۸۲	آلات و دستگاه‌های اپتیک و عکاسی	۰/۰۸
۸۳	پوست‌های نرم طبیعی و...	۰/۱۵	۸۴	اشیاء صنعت ساعت‌سازی	۰/۳۳
۸۵	چوب و اشیاء چوبی، زغال چوب	۰/۳۷	۸۶	آلات موسیقی، اجزا و قطعات	۰/۰۱
۸۷	چوب پنبه و اشیاء ساخته شده از آن	۰/۱۹	۸۸	اسلحه و مهمات	-
۸۹	مصنوعات حصیر بافی یا سبد بافی	۰/۰۹	۹۰	مبل، مبل‌های طبی- جراحی و...	۰/۳۵
۹۱	خمیر چوب یا سایر مواد الیافی	۰/۰۸	۹۲	بازیچه، اسباب بازی و لوازم...	۰/۵۳
۹۳	کاغذ و مقوا، اشیاء ساخته شده از آن	۰/۱۴	۹۴	مصنوعات گوناگون	۰/۲۲
۹۵	کتاب، تصویر، روزنامه...	۰/۰۳	۹۶	اشیاء هنری، اشیاء کلکسیون...	۰/۱۷
۹۷		۰/۱۷			

منبع: خلاصه نتایج محاسبات پژوهش براساس آمار بازرگانی خارجی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۲ - ۱۳۷۳)

جدول ۲- میزان تجارت درون صنعت در فصل‌های تعرفه‌ای ایران (۱۳۸۲-۱۳۷۳)

میانگین شاخص IIT	۴۰٪ - ۰	۶۰٪ - ۴۱٪	۱ - ۶۱٪
تعداد فصل‌ها	۷۳	۱۴	۱۰
میزان ادغام تجاری	کم	متوسط	زیاد

ترکیب کالاهایی که در اقتصاد کشور دارای بیشترین میزان تجارت درون صنعت هستند؛ نشان می‌دهد که بیشترین ادغام تجاری در بخشی از اقتصاد ایران در حال شکل‌گیری است که احتیاج به‌فناوری و فناوری پیچیده‌ای ندارند؛ همچون تولیدات کشاورزی، صنایع غذایی ومحصولات معدنی؛ که این نمی‌تواند خیلی خوشایند باشد. در ۳۲ فصل تعرفه‌ای میانگین IIT محاسبه شده نزدیک به‌صفر است؛ یعنی در یک سوم فصل‌های تعرفه‌ای هیچ‌گونه تجارت درون بخشی صورت نمی‌گیرد و ما واردکننده یا صادرکننده خالص این کالاها هستیم.

نتایج بالا نشان می‌دهند که میزان ادغام تجاری اقتصاد کشور در اقتصاد جهانی با توجه به‌شاخص ادغام تجارت بین‌الملل (IIT) بسیار پایین است که این نتیجه با توجه به‌ساختار غیررقابتی اقتصاد کشور، قوانین ومقررات ناسازگار با اقتصاد جهانی و موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای متعدد دور از انتظار نیست.

۳- رقابت‌پذیری و مزیت‌های نسبی

جهانی شدن اقتصاد با خود گسترش بازارها وآزادی تجاری را به‌دنبال می‌آورد و در طی آن مرزها و فاصله‌ها و محدودیت‌های تجاری رنگ باخته و میدان رقابت به‌سطح جهانی گسترش می‌یابد. تحت این شرایط سیاست‌های حمایتی دولت‌ها کارایی نداشته و قابل‌اجرا نیستند. در این حالت بخش‌هایی از اقتصاد که برای ادامه فعالیت خود متکی به‌حمایت‌های دولتی نبوده و از توان رقابت‌پذیری قابل‌قبولی برخوردار باشند؛ با گسترش بازارها قادر خواهند بود، تولیدات خود را در سطح وسیعی عرضه کرده و با دستیابی به‌بازارهای بزرگ‌تر از فرایند ادغام تجاری سود ببرند. اما در مقابل بخش‌هایی که به‌واسطه حمایت‌های دولت هیچ وقت نیازی به‌تقویت توان رقابتی خود نمی‌دیدند و بازار حمایت شده داخلی را

همیشه در دست داشته‌اند؛ با ایجاد فضای باز اقتصادی قدرت رقابت خود را از دست داده و متحمل زیان‌های هنگفتی خواهند شد. در شرایط یکپارچگی جهانی و گسترش بازارها و به‌لحاظ کمبود منابع سرمایه‌گذاری به‌خصوص در کشورهایی که عنوان در حال توسعه را یدک می‌کشند؛ لزومی ندارد که یک کشور همه کالاها را در داخل تولید کند؛ بلکه هر کشوری در فرایند جهانی شدن در تولید و صدور کالایی تخصص پیدا می‌کند که در تولید آن دارای مزیت نسبی باشد. به‌گفته جان استوارت میل، تجارت بر اساس مزیت نسبی، منجر به‌اشتغال کارامدتر نیروهای خلاق جهان می‌شود[1]. زمانی که مزیت نسبی مبنای فعالیت‌های اقتصادی قرار گیرد؛ فعالیت‌ها تخصصی شده؛ تقسیم کار بین‌المللی به‌وجود آمده؛ منابع سرمایه‌گذاری به‌طرز صحیحی به‌سمت بخش‌های مولد هدایت شده و رقابت‌پذیری در اقتصاد افزایش می‌یابد.

در حال حاضر بسیاری از بخش‌های اقتصادی ما در موقعیتی هستندکه در بازارهای داخلی به‌دلیل حمایت‌های غیراصولی دولت دارای مزیت غیرواقعی هستند. شرایط فعلی بهترین موقعیت برای شناسایی عوامل خلق مزیت در این بخش‌ها است تا با افزایش کارایی، در صورت ادغام تجاری بیشتر و به‌وجود آمدن تجارت آزاد، بتوانند قدرت رقابت با رقبا را داشته باشند. با ادامه شرایط موجود اکثر صنایع کارخانه‌ای کشور متحمل زیان‌های عظیمی خواهند شد. بنابراین حیات و شکوفایی اقتصادی کشور و حضور آگاهانه در بازارهای جهانی مستلزم شناسایی مزیت‌های نسبی در بخش‌های مختلف اقتصادی و مبنای عمل قرار دادن آن است.

در بیان دلایل توجیهی تجارت، نظریه مزیت نسبی از درجه بالای عمومیت و اهمیت برخوردار است. این نظریه به‌طور گسترده‌ای برای مسائل مربوط به‌تخصیص منابع قابلیت کاربرد داشته و یک چارچوب عملی از تقسیم کار بین‌المللی را ارائه می‌دهد. منطق این نظریه بدون مبنای نهادی بوده و برای هر

۱- مایر، ۱۳۸۲.

نوع سازوکار تصمیم‌گیری که با منطق سر و کار دارد؛ قابل‌کاربرد است.

نظریه سنتی مزیت نسبی که ابتدا توسط ریکاردو ارائه شد و سپس توسط اقتصاددانانی همچون: هابرلر[1]، هکشر- اوهلین، ساموئلسون[2]، لئونتیف[3] و دیگران پیگیری و تکامل یافت؛ به‌دیدگاه ایستای مزیت نسبی پرداخته است که بیشتر طرف عرضه تولید را مدنظر قرار داده و بر نقش طبیعت یا تاریخ (که عوامل برونزای تولید هستند) به‌عنوان عامل تعیین‌کننده مزیت نسبی تأکید کرده است. بر طبق این دیدگاه عامل اساسی تعیین‌کننده مزیت نسبی یک کشور میزان برخورداری از عوامل تولید یعنی؛ عرضه نسبی منابع طبیعی، نیروی کار و سرمایه است و این حداقل تفاوتی است که میان کشورهای مختلف وجود داشته و شرط لازم برای تجارت متقابل سودمند میان آنهاست حتی اگر تمام کشورها دارای رجحانات (شرایط تقاضا) یکسان وفناوری (تابع تولید) یکسان بوده و فاقد صرفه‌جویی ناشی از مقیاس در تولید باشند تا زمانی که تفاوت‌های عوامل نسبی وجود دارد؛ تفاوت قیمت‌ها وهزینه‌های نسبی نیز وجود خواهد داشت ودر نتیجه تجارت بر اساس مزیت نسبی توجیه خواهد داشت. این‌گونه الگوها مربوط به‌تجارت در یک مقطع زمانی بوده و بر اساس وجود تفاوت‌های تاریخی در بهره‌وری نیروی کار یا برخورداری نسبی از عوامل استوار است. اما مدت‌ها است که نظریه مزیت‌های نسبی ایستا جای خود را به‌نظریه مزیت‌های نسبی پویا داده است. مزیت نسبی یک کشورایستا و ابدی نیست بلکه بر عکس، مزیت نسبی مفهومی پویاست و در طی زمان به‌صورت یک مزیت نسبی خلق شده در حال تحول است. مزیت نسبی می‌تواند در طول زمان از طریق تکامل چرخه زندگی محصول، تغییر در برخورداری از عوامل و دستیابی به‌بازدهی صعودی نسبت به‌مقیاس، کسب شود. بر اساس دیدگاه مزیت نسبی پویا، هر کشوری می‌تواند به‌صورت درونزا و با استفاده از فناوری و پیشرفت‌های فناوری و عوامل دیگر

1- Haberler.
2- Samuelson.
3- Leontief.

به‌خلق مزیت بپردازد.

در ادبیات اقتصاد بین‌الملل دو دیدگاه کلی در زمینه‌اندازه‌گیری مزیت‌های نسبی وجود دارد که یکی دیدگاه سنتی است و دیگری دیدگاه معاصر. در دیدگاه اول با استفاده از اطلاعات قبل از تجارت و به‌صورت پیش نگر[1] به‌تعیین مزیت‌های نسبی کشور در میان فعالیت‌های ممکن اقتصادی می‌پردازند. اما دیدگاه دوم مزیت‌های نسبی را با استفاده از اطلاعات پس از تجارت و براساس آمار بازرگانی خارجی و به‌صورت پس‌نگر[2] محاسبه می‌کندکه این روش همان روش مزیت نسبی آشکار شده (RCA)[3] است که در این پژوهش نیز برای شناسایی مزیت‌های نسبی اقتصاد ایران استفاده شده است.

از میان شاخص‌های پیش نگر می‌توان به‌روش هزینه منابع داخلی (DRC)[4] اشاره کرد که نسبت به‌بقیه شاخص‌های این روش از قدمت بیشتری برخوردار است. DRC معیاری است برای براورد ارزش منابع داخلی استفاده شده در تولید یک محصول خاص، زمانی که همه نهاده‌های واسطه‌ای در قیمت‌های جهانی و همه نهاده‌های اصلی در قیمت هزینه‌های فرصت[5] واقعی آنها ارزش‌گذاری شده‌اند. برونو[6] هزینه منابع داخلی را میزان هزینه فرصت واقعی منابع داخلی که صرف تولید (یا صرفه‌جویی) یک واحد نهایی ارز می‌شود؛ تعریف می‌کند. بنابراین شاخص هزینه منابع داخلی، هزینه فرصت عوامل اولیه استفاده شده در تولید یک محصول را با ارزش افزوده آن در قیمت‌های جهانی مقایسه می‌کند. به‌عبارت دیگر روش هزینه منابع داخلی، یک معیار هزینه فایده است که بر اساس آن سیاستگذاران تصمیم می‌گیرند که آن محصول را خود تولید کنند ویا از بازارهای جهانی وارد کنند.

اما در عمل و دنیای واقعی به‌دست آوردن قیمت‌های نسبی و هزینه‌های

1- ex-ante.
2- ex-post.
3- Revealed Comparative Advantage.
4- Domestic Resources Cost.
5- Opportunity cost.
6- Bruno, 1972.

فرصت قبل از تجارت به‌خاطر عدم برقراری فرض‌های نظری مزیت نسبی، مانند نبودن بازار رقابت کامل و تجارت آزاد با مشکل مواجه است. چرا که به‌دلیل دخالت دولت‌ها در تجارت برون مرزی و وضع قوانین گمرکی و موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای متعدد، تز وجود تجارت آزاد مصداق پیدا نمی‌کند. بنابراین وجود چنین موانعی عملاً کاربرد شاخصDRC را با مشکل مواجه می‌سازد. مضاف براین‌که این روش در صورت مصداق عملی آن، تنها ابعاد هزینه‌های تولید مؤثردر مزیت نسبی را نشان می‌دهد در حالی‌که شاخص مزیت نسبی آشکارشده توان بالفعل مزیت نسبی کالاها را نشان می‌دهد یا به‌عبارت دیگر یک شاخص عملکردی است. همچنین با توجه به‌این‌که به‌طور نسبی یک کشور کالایی را صادر می‌کندکه هزینه تولید آن نسبت به‌سایر کشورها کمتر باشد وکالایی را وارد می‌کند که هزینه تولید آن نسبت به‌سایرکشورها بیشتر باشد، بنابراین روش RAC با این استدلال در برگیرنده کلیه عوامل مؤثردر مزیت نسبی از جنبه‌های تولیدی، صدور و تقاضا است.

برای اندازه‌گیری مزیت نسبی آشکار شده، شاخص‌های مختلفی ارائه شده است که در ادامه به‌صورت فشرده و مختصر به‌بررسی برخی از این شاخص‌ها می‌پردازیم.

۱-۳- شاخص لیزنر

شاید بتوان گفت لیزنر اولین اقتصاددانی بودکه در سال ۱۹۵۸ میلادی از اطلاعات بعد از تجارت برای تعیین مزیت نسبی استفاده کرد. وی در مقاله‌ای شاخص اندازه‌گیری مزیت نسبی را به‌صورت رابطه زیر ارائه کرد:[1]

$$X_a^i / X_a^d = RCA_a^i = (X_a^i / X_a^e) / (X_a^d / X_a^e) \qquad (۲)$$

در این رابطه‌اندیس a نمادی برای کالاهای تولید شده نوع a، اندیسi معرف کشور(انگلیس) و اندیس d یکی از کشورهای اروپایی و اندیسe معرف هفت کشور پیشرفته اروپایی (بلژیک، فرانسه، ایتالیا، لوکزامبورگ، هلند، سوئد وآلمان غربی)

1- H. Liesner, 1958.

است. لیزنر این شاخص را برای شصت صنعت مختلف انگلستان مورد آزمون قرار داد و از طریق آن مزیت نسبی دو جانبه بین انگلیس و کشورهای رقیب اروپایی برای یک کالای منفرد را براورد کرد. هرگاه شاخص مذکور بزرگ‌تر از واحد می‌شد؛ وی آن را به‌عنوان یک نوع مزیت نسبی در تولید و صادرات انگلستان در مورد صنعت (کالای) a نسبت به‌کشور d می‌دانست و برعکس. این شاخص دارای اشکالات زیر است:

نخست صادرات انگلستان را تنها با یکی از کشورهای اروپایی مقایسه می‌کرد، و دوم دراین مقایسه سایر کالاهای صادراتی یا سایر صنایع را وارد نمی‌ساخت.

۲-۳- شاخص بالاسا

بالاسا (۱۹۶۵) ابتدا عبارت مزیت نسبی بالفعل را وضع کرده و متدولوژی لیزنر را به‌منظور تعیین ماهیت آثار ناشی از آزادسازی تجاری تعدیل کرد. براساس این شاخص مزیت نسبی می‌تواند به‌وسیله جریان‌های تجاری و سهم‌های صادراتی آشکار شود. وی ازطریق تقسیم کردن سهم یک کشور از صادرات کالای خاص بر صادرات مرکب کالاهای تولید شده ۱۱ کشور صنعتی (بلژیک، انگلستان، فرانسه، آمریکا، ایتالیا، لوکزامبورگ، هلند، سوئد، آلمان غربی، کانادا و ژاپن) شاخص مزیت نسبی را به‌دست می‌آورد. شاخص وی به‌قرار زیر است:[1]

$$RCA_a^i = \frac{(X_a^i / X_a^c)}{(X_m^i / X_m^c)} \qquad (۳)$$

X_a^i: ارزش کل صادرات کالای a توسط کشور مورد نظر،

X_a^c: ارزش کل صادرات کالای a توسط ۱۱ کشور صنعتی،

X_m^i: ارزش کل هفتادوچهارقلم کالای تولیدی کشور مورد نظر،

X_m^c: ارزش کل صادرات هفتادوچهار قلم کالای تولیدی ۱۱ کشور صنعتی.

در این فرمول اندیس m اشاره به‌صادرات ۷۴ قلم کالای صنعتی و اندیس i به‌هر یک از یازده کشور توسعه‌یافته فوق اشاره دارد و اندیس c اشاره به‌تمام ۱۱

1- Balassa, 1965.

کشور صنعتی دارد. شاخص‌های بالاسا و لیزنر هر دو محدود به‌پوشش کالایی و کشوری هستند. این معیارها تمرکز بیشتر بر تولید و صادرات کشورهای پیشرفته دارند و کشورهای در حال توسعه را کمتر مورد توجه قرار می‌دهند.

۳-۳- شاخص تکامل یافته بالاسا

توماس والراس آنچنان که در مقاله خود آورده است؛ معتقد است که به‌راحتی می‌توان معیار بالاسا را با مشمول کردن همه کشورها و کالاها برای منعکس کردن مزیت نسبی جهانی گسترش داد. وی شاخص بالاسا را به‌صورت زیر تکمیل و ارائه کرد:[1]

$$RCA_a^i = (X_a^i / X_t^i) / (X_a^w / X_t^w) \qquad (۴)$$

X_a^i: ارزش صادرات کالای a توسط کشور i،

X_t^i: ارزش صادرات کل کشور i،

X_a^w: ارزش صادرات جهانی کالای a،

X_t^w: ارزش کل صادرات جهانی.

هر گاه شاخص فوق بزرگ‌تر از یک باشد؛ نشان‌دهنده وجود مزیت نسبی و در غیراین صورت بیان‌گر عدم مزیت نسبی کشور مورد نظر در صادرات کالای a است. این شاخص نسبت به‌شاخص‌های قبلی قابلیت کاربرد گسترده‌تری داشته و از اهمیت و اعتبار خاصی نیز برخوردار است.

۴-۳- شاخص‌های مدرن RCA

والراس در سال‌های ۱۹۸۷ و ۱۹۸۹ شاخص‌های مزیت نسبی را توسعه داد. وی برای برطرف کردن مشکلات ناشی از محاسبه مضاعف (در مورد کشورهایی که اقدام به‌صادرات مجدد و ترانزیت کالا می‌کنند) مزیت‌های وارداتی را نیز وارد بحث خود کرده و بحث‌های مربوط به‌تجارت درون صنعت را نیزمدنظر قرار داد. شاخص‌های وی عبارتند از مزیت تجاری نسبی RCA1، مزیت صادراتی

1- Vallrath, 1991.

نسبیRCA2 و رقابت آشکار شده RCA3:

$$RCA1_a^i = (RXA_a^i - RMA_a^i) \quad (۵)$$

$$RXA_a^i = (X_a^i / X_n^i)/(X_a^r / X_n^r) \quad (۶)$$

$$RCA2_a^i = Ln(RXA_a^i) \quad (۷)$$

$$RMA_a^i = (M_a^i / M_n^i)/(M_a^r / M_n^r) \quad (۸)$$

$$RCA3_a^i = Ln(RXA_a^i) - Ln(RMA_a^i) \quad (۹)$$

در روابط بالا RXA مزیت صادراتی و RMA مزیت وارداتی نسبی، r نشان‌دهنده جهان منهای کشورi و n نشان‌دهنده مجموع کالاهای اقتصادی مورد معامله منهای کالای a است. X_a^i ارزش صادرات کالای a توسط کشورi و X_n^i ارزش صادرات کلیه کالاهای اقتصادی کشورi به‌جز کالای a و X_a^r ارزش صادرات کالای a توسط کلیه کشورها به‌جز کشورi بوده و X_n^r نیز ارزش صادرات کلیه کالاهای اقتصادی کشورهای جهان به‌جز ارزش صادراتی کالای a کشور i است.[1]

معیار تصمیم‌گیری در مورد این شاخص‌ها چنین است که وقتی شاخص‌های مذکور مثبت شوند؛ نشان می‌دهند که کشور i در مورد صادرات کالای a دارای مزیت نسبی است و وقتی منفی باشند؛ نمایان‌گر یک زیان نسبی در مورد صادرات کالای a توسط کشور i است.

۵-۳- شاخص‌های سازمان توسعه صنعتی ملل متحد

سازمان توسعه صنعتی ملل متحد (UNIDO)[2] در سال‌های ۱۹۸۲ و ۱۹۸۶ از دو شاخص برای تشخیص مزیت نسبی کشورها در کالاهای مختلف استفاده کرده است:

1- Ibid.

2- United Nation Industrial Development Organization (UNIDO).

- نسبت خالص صادرات (RNX):[1]

$$RNX=(X_{ij}-M_{ij})/(X_{ij}+M_{ij}) \quad (۱۰)$$

نسبت خالص صادرات به‌این صورت معرفی می‌شود که صورت کسر خالص صادرات کالای i کشور j و مخرج آن مبادلات کشور j در خصوص کالای i است.

- نسبت خالص صادرات تعدیلی (NNR):[2]

$$NNR=(X_{ij}-M_{ij})/T_{fj}(T_{iw}/T_{fw}) \quad (۱۱)$$

مخرج نسبت خالص صادرات نرمال (تعدیل) شده، حاصلضرب میانگین مبادلات فراورده‌های کارخانه‌ای کشور j (T_{fj}) در سهم میانگین مبادلات جهانی کالای i (T_{iw}) از کل مبادلات جهانی فراورده‌های کارخانه ای(T_{fw}) است. در این شاخص‌ها استفاده از آمار کاملاً تجارتی محسوس است.

۶-۳- شاخص بالانس

بالانس، فوستنر و مری[3] طی مقاله‌ای درسال ۱۹۸۷ ضمن تست کردن شاخص‌های متعددی در ارتباط با مزیت نسبی آشکار شده، دو شاخص منحصراً تجاری را برای تعیین مزیت نسبی ارائه کردند. استدلال ارائه شده در این مقاله برای اندازه‌گیری مزیت نسبی آشکار شده به‌این ترتیب است که شرایط اقتصادی (EC)[4] در کشورهای مختلف به‌طور قطع تعیین‌کننده الگوی مزیت نسبی (CA)[5] بین‌المللی است؛ این الگو بر الگوی تجارت بین‌الملل، تولید و مصرف (TPC)[6] میان کشورها حکومت می‌کند. شاخص‌هایی که بر مبنای TPC و دیگر متغیرهای بعد از تجارت برای تعیین مزیت نسبی استفاده شده‌اند؛ منبعی برای آشکار کردن مزیت نسبی (RCA) هستند. زنجیره‌های ارتباطی بین این شاخص‌ها به‌صورت زیر است:

$$EC \rightarrow CA \rightarrow TPC \rightarrow RCA$$

1- Ratio of Net Export (RNX).
2- Normalized Net Export Ratio (NNR).
3- Ballance, Forstner & Murray, 1987.
4- Economic condition.
5- Comparative Advantage.
6- Trade - Production – Consumption.

اگرچه مزیت نسبی ممکن است که به‌دلیل برخی مشکلات از جمله قوانین گمرکی و سیاست‌های حمایتی دولت‌ها، دقیقاً قابل‌اندازه‌گیری نباشد اما؛ مشاهدات بعد از مبادله واقعی جهان به‌میزان زیادی الگوی مزیت نسبی را بیان می‌کند. دو شاخصی که بالانس به‌همراه همکاران خود برای محاسبه مزیت نسبی آشکار شده ارائه کردند؛ به‌قرار زیر است:

$$RCA1_a^i = (X_a^i - M_a^i)/(X_a^i + M_a^i) \qquad (۱۲)$$

$$RCA2_a^i = \left[((X_a^i - M_a^i)/(X_a^i + M_a^i))/((X_a^w - M_a^w)/(X_a^w + M_a^w)) - 1\right] \times \left[Sing(X_a^w - M_a^w)\right] \qquad (۱۳)$$

دراین روابط اندیس‌ها عبارتند از:

i: معرف کشور مورد نظر،

a: کالایی که مزیت نسبی آن مدنظر است،

w: نماینده جهان،

M،X : ارزش صادرات و واردات.

در مطالعه حاضر از شاخص اول بالانس ($RCA1_a^i$) برای شناسایی مزیت‌های نسبی آشکار شده در بخش‌های مختلف اقتصادی وسنجش توانایی‌های رقابتی اقتصاد ایران استفاده شده است. این شاخص توسط سازمان توسعه صنعتی ملل متحد (UNIDO) نیز برای تشخیص مزیت نسبی کشورها در کالاهای مختلف مورد استفاده قرار گرفته است. درحقیقت این شاخص نشان‌دهنده تجارت درون صنعتی است یعنی صادرات و واردات همزمان فراورده‌هایی که متعلق به‌یک بخش یا صنعت هستند؛ در محاسبه شاخص مورد استفاده قرار می‌گیرند؛ در نتیجه صرف کاهش صادرات لزوماً نمی‌تواند نشان‌دهنده کاهش مزیت نسبی باشد در ضمن این شاخص از جمله شاخص‌های تجاری محض بوده و میان یک کالای اقتصادی خاص با سایر کالاها و نیز میان یک کشور خاص با دیگر کشورهای جهان تمایز بارزی قائل می‌شود و چون علاوه بر صادرات، واردات را نیز در

محاسبه شاخص مورد استفاده قرار می‌دهد؛ در نتیجه از احتساب مضاعف جلوگیری به‌عمل می‌آورد.

شاخص مذکور مقادیری بین یک و منفی یک اختیار می‌کند. مقادیر مثبت مزیت نسبی را آشکار می‌سازند و مقادیر منفی نشان‌گر عدم مزیت نسبی است. از آنجایی که بررسی این معیار در طول زمان می‌تواند تا حدودی تصویر روشنی از مزیت نسبی پویا به‌دست دهد؛ سعی شده است که محاسبات در یک دوره زمانی صورت گیرد. بنابراین برای به‌دست آوردن نتایج دقیق‌تر RCA در سطح فصول تعرفه‌ای و برای دوره ده ساله (۱۳۸۲- ۱۳۷۳) محاسبه شده است (جدول شماره ۲ پیوست). فصل‌های دارای مزیت نسبی آشکار شده در ده سال اخیر در جدول شماره (۳) آمده است.

محاسبات و اندازه‌گیری مزیت‌های نسبی آشکار شده در فصول تعرفه‌ای حاکی از آن است که اقتصاد ایران تنها در ۲۶ فصل از۹۷ فصل تعرفه‌ای دارای مزیت نسبی آشکار شده است. اما همان گونه که گفته شد مزیت نسبی به‌دلیل تحولات روزافزون فناوری برای یک کالا یا دسته‌ای از کالاهای تولیدی امر ایستایی نیست بلکه همواره ممکن است با گذشت زمان از تولید یک کالا به‌تولید کالای دیگر تغییر کند. این مسأله در پژوهش حاضر به‌خوبی نمایان است به‌طوری‌که بر طبق جدول شماره (۲ پیوست) روند مزیت‌های نسبی در ۱۰ سال گذشته بیان‌گر آن است که اقتصاد کشور در کاهش عدم مزیت‌های نسبی آشکار شده خود در فصل‌های زیر موفق عمل کرده و در این فصل‌ها عدم مزیت‌های گذشته در حال تبدیل شدن به‌مزیت نسبی هستند: نمک، گوگرد، خاک و سنگ و... (۲۵)؛ صابون‌ها، مواد الی تانسیواکتیو (۳۴)؛ پشم، موی نرم(کرک)یا... (۵۱)؛ روی و مصنوعات از روی (۷۹)؛ مبل، مبل‌های طبی- جراحی و... (۹۴)؛ اسباب بازی و لوازم... (۹۵).

اما کالاهایی هم هستند که سابقاً در تولید آنها مزیت نسبی داشته‌ایم ولی روند مزیت نسبی محاسبه شده در ده ساله گذشته نشان می‌دهد که هم اکنون در حال از دست دادن این مزیت‌ها هستیم همچون؛ فصل‌های: سوخت‌های معدنی،

روغن‌های... (۲۷)؛ پارچه‌های کشباف یا قلاب باف (۶۰)؛ چتربارانی، چتر آفتابی، عصا و... (۶۶)؛ پر و پر نرم آماده و اشیاء... (۶۷)؛ مس و مصنوعات از مس (۷۴).

با دقت در جدول شماره (۳) می‌توان برای کالاهایی که ایران در تولید و تجارت آنها دارای مزیت نسبی آشکار شده است؛ ویژگی‌ها و خصوصیات زیر را بر شمرد:

- تولید این کالاها مهارت بر نبوده و نیاز به‌فناوری پیچیده و پیشرفته‌ای ندارد.
- کالاهایی هستند که نقش قابل‌توجهی در تأمین تقاضای اساسی و اولیه مردم دارند یعنی در واقع اکثراً کالاهای مصرفی هستند (مانند محصولات کشاورزی و صنایع غذایی).
- نهاده‌ها و مواد اولیه تولید این گونه کالاها عمدتاً از بخش کشاورزی دریافت می‌شود (مانند منسوجات و پوشاک و صنایع غذایی).

با توجه به‌مطالب بالا می‌توان گفت که تولید و صادرات اقتصاد ایران بیشتر بر اساس مزیت نسبی ایستا (طبیعی) شکل گرفته است و منابع طبیعی و خدادادی و نیروی کار ارزان قیمت و غیرماهر بیشترین نقش را در شکل‌گیری این مزیت‌ها ایفا کرده‌اند. با وجود این‌که ایران از پتانسیل‌های اقتصادی و تجاری بسیار قوی و نیرومند برای خلق مزیت برخوردار است؛ اما بهره‌گیری صحیح و بهینه از این پتانسیل‌ها صورت نمی‌گیرد. موقعیت برتر جغرافیایی و قرار گرفتن در شاهراه ترانزیتی دنیا، نیروی انسانی تحصیل کرده و جوان، استعداد بسیار بالا برای جذب سرمایه‌گذاری‌های خارجی (به لحاظ داشتن نیروی کار ارزان، بازار نسبتاً بزرگ، مواد اولیه فراوان و ارزان، مزیت‌های مکانی و...) و پتانسیل‌های بسیار زیاد دیگر ی که هر کدام می‌تواند عاملی برای خلق مزیت و حضور موفق‌تر در عرصه بازارهای بین‌المللی باشد.

جدول ۳- فصل‌های دارای مزیت نسبی آشکار شده

عنوان فصل تعرفه‌ای	نوع کالا
۳	ماهی‌ها و قشرداران، صدفداران...
۵	سایر محصولات حیوانی...
۶	نباتات زنده و محصولات گلکاری
۷	سبزیجات، نباتات ریشه و...
۸	میوه‌های خوراکی، پوست مرکبات...
۹	قهوه، چای، ماته و ادویه
۱۳	انگم‌ها، رزین‌ها و سایر...
۱۴	مواد قابل‌بافت و سایر...
۱۶	فراورده‌های گوشت، ماهی...
۱۹	فراورده‌های غلات، آرد...
۲۰	فراورده‌ها از سبزیجات...
۲۲	نوشابه‌ها، آبگونه‌های الکلی و سرکه
۴۱	پوست (غیر از پوست‌های نرم) و چرم
۴۲	اشیاء ساخته شده از چرم، مصنوعات
۴۶	مصنوعات حصیر بافی یا سبد بافی
۵۰	ابریشم
۵۲	پنبه
۵۷	فرش و سایر کف پوش‌ها از مو
۵۸	پارچه‌های تار و پود باف مخصوص
۶۱	لباس و متفرعات لباس ازکشباف
۶۲	لباس و متفرعات لباس غیراز کشباف
۶۳	سایر اشیاء نساجی دوخته و...
۶۴	کفش، گتر واشیاء همانند...
۶۵	کلاه و اجزا کلاه
۶۸	مصنوعات از گچ، سنگ و سیمان
۹۷	اشیاء هنری، اشیاء کلکسیون...

منبع: خلاصه نتایج محاسبات پژوهش

۴- جمع‌بندی و ملاحظات

در این مقاله میزان ادغام تجاری اقتصاد ایران در اقتصاد جهانی و مزیت‌های نسبی کشور در بخش‌های مختلف اقتصادی بررسی شد. محاسبه شاخص ادغام

تجارت بین‌الملل (IIT) برای اقتصاد ایران در دوره ده ساله (۸۲-۱۳۷۳) نشان می‌دهد که میزان ادغام تجاری و جهانی شدن اقتصاد ایران بسیار پایین است. به‌طوری که در ۷۳ فصل از۹۷ فصل تعرفه‌ای، میانگین IIT کمتر از۰/۴۰ بوده و تنها در ۱۰ فصل تعرفه‌ای میانگین این شاخص بالاتر از ۰/۶۱ است. محاسبات انجام شده برای تعیین مزیت‌های نسبی اقتصاد ایران بر اساس شاخص مزیت نسبی آشکار شده بالانس نیز نشان می‌دهد که بر اساس این شاخص ایران در تولید و صدور صنایع دستی، نساجی، پوشاک، مواد اولیه و محصولات کشاورزی و به‌طورکلی تولیدات مبتنی بر مزیت نسبی ایستا (طبیعی) دارای مزیت استکه این روند یعنی ادامه تخصص در صنایع دستی و نساجی و صدور مواد اولیه که دارای ارزش افزوده و قیمت پایینی هستند و تبدیل شدن به‌واردکننده محصولات صنعتی که از ارزش افزوده و قیمت بسیار بالایی برخوردار هستند؛ نمی‌تواند تضمینی برای موفقیت اقتصاد کشور در جریان جهانی شدن اقتصاد باشد.

اصلاح ساختار اقتصادی و اتخاذ سیاست‌های تجاری با ثبات و سازگار با اقتصاد جهانی و خلق مزیت‌های نسبی جدید می‌تواند در از بین بردن این معضل و بهره‌مندی از منافع حاصل از تجارت آزاد مفید واقع شود. یکی از منابع بلندمدت کسب مزیت نسبی و خلق مزیت استفاده از دانش و فناوری وسرمایه‌گذاری بر روی قدرت خلاقیت نیروی کار ماهر و انجام تحقیق و توسعه (R&D) برای بهبود روش‌های تولید است.

فهرست منابع

۱- بهکیش، محمدمهدی، (۱۳۸۱)، *اقتصاد ایران در بستر جهانی شدن*، تهران، نشر نی، صص ۱۰۸-۱۰۱.

۲- دادگر، یداله و ناجی میدانی، علی اکبر، (۱۳۸۲)، *شاخص‌های جهانی شدن اقتصاد و موقعیت ایران*، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره۲۹، صص ۱۰۳- ۱۳۵.

۳- سالواتوره، دومینیک، (۱۳۸۰)، *تجارت بین‌الملل*، ترجمه حمیدرضا ارباب، تهران، نشر نی، صص ۱۷۹-۱۷۸

۴- کلباسی، حسن و جلایی، سیدعبدالمجید، (۱۳۸۱)، *بررسی اثرات جهانی شدن*

برتجارت خارجی ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره۱۱، صص۱۱۵-۱۳۷.

۵- کمیجانی، اکبر و نوری، کیومرث، (۱۳۷۹)، *جهانی شدن اقتصاد و اثرات آن بر کشاورزی ایران: مطالعه موردی گندم وپسته*، فصلنامه اقتصاد و مدیریت، شماره۴۶، صص۵ - ۱۲.

۶- گاندولفو، ژیان کارلو، (۱۳۸۰)، *تجارت بین‌الملل*، ترجمه مهدی تقوی و تیمور محمدی، تهران، انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی، صص۴۹۴- ۴۸۰.

۷- گمرک جمهوری اسلامی ایران، *سالنامه آماری بازرگانی خارجی کشور*، سال‌های ۱۳۸۲- ۱۳۷۳.

۸- مایر، جرالد ام، (۱۳۸۲)، *فضای بین‌المللی تجارت: رقابت و حاکمیت در اقتصاد جهانی*، ترجمه علی حبیبی، تهران، انتشارات سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، ص۵۴۹.

9- Balassa, Bela, (1965), "Trade Liberalization And Revealed Comparative Advantage", The Manchester School of Economic and Social Studies, Vol. 33, PP. 99-123.

10- Balassa, Bela & Bauwens, Luc, (1987), "Intra-industry Specialization in a Multi- country and Multi-industry Framework", *The Economic Journal*, Vol. 97, PP. 923-939.

11- Ballance, R, Forstner, H & Murray, T, (1987), "Consistency Tests of Alternative Measures of Comparative Advantage", *The Review of Economic and Statistics*, Vol. 69, PP. 157-161.

12- Bruno, M, (1972), "Domestic Resource costs & Effective Protection: clarification & synthesis", *Journal of Political Economy*, Vol. 80 , PP. 18 -33.

13- Clark, Don P, (1998), "Determinants of Intra- industry Trade Between the United States and Industrial Nation", *International Trade Journal*, Vol 12 (3), PP. 345 - 362.

14- Grubel H. G & Loyd P. J, (1975), "Intra-Industry Trade: The Theory and Measurement of International Trade in Differentiated Products", NewYork, John Wiley.

15- Helpman, Elhanan, (1981), "International Trade in the Presence Product Differentiation, Economies of Scale and Monopolistic Competition", *Journal International Economics*, Vol. 11 , PP. 305-340.

16- Krugman P. R & Obstfeld M, (1991), "International Economics: Theory & Policy", NewYork, Harper Collins.

17- Lancaster, Kelvin, (1980), "Intra-industry Trade Under Perfect Monopolistic Competition", *Journal International Economics*, Vol. 10, PP.151-175.

18- Liesner, H, (1985), "The European Common Market and British Industr"y, *the Economic Journal*, Vol. 68, PP. 302-318.
19- Loertscher, Rudolf & Wolter, Frank, (1980)1 "Determinants of Intra-industry Trade: Among Countries and Across Industries", *Weltwirtschaftliches Archive*, Vol. 116, PP. 280-293.
20- United Nations, (1999), "World Investment Report 1999: Foreign Direct Investment and the Challenge of development", NewYork: UN.
21- Vallrath, Thomas, (1991), "A Theoretical Evaluation of Alternative Trade of Revealed Comparative Advantage", *Weltwirtschaftliches Archive*, Vol. 7, No. 2, PP. 265- 280.

جدول ۱ ضمیمه- شاخص تجارت درون صنعت بر اساس فصول تعرفه‌ای (۱۳۸۲-۱۳۷۳)

فصول تعرفه‌ای	۷۳IIT	۷۴IIT	۷۵IIT	۷۶IIT	۷۷IIT	۷۸IIT	۷۹IIT	۸۰IIT	۸۱IIT	۸۲IIT	$\overline{IIT}$
۱	۰/۲۱	۰/۲۵	۰/۳۰	۱/۰۰	۰/۱۳	۰/۲۷	۰/۸۶	۰/۸۹	۰/۶۹	۰/۸۷	۰/۵۵
۲	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۱۲	۰/۱۵	۰/۳۲	۰/۲۶	۰/۱۰
۳	۰/۰۹	۰/۵۳	۰/۳۰	۰/۳۷	۰/۱۳	۰/۳۸	۰/۳۷	۰/۵۱	۰/۴۳	۰/۸۲	۰/۳۹
۴	۰/۳۹	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۱۶	۰/۲۱	۰/۷۳	۰/۶۷	۰/۸۳	۰/۳۸	۰/۴۸	۰/۴۰
۵	۰/۰۵	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۱۱	۰/۰۳	۰/۱۲	۰/۱۶	۰/۱۹	۰/۱۶	۰/۱۱	۰/۱۱
۶	۰/۸۹	۰/۶۶	۰/۹۱	۰/۷۶	۰/۸۴	۰/۰۱	۰/۲۴	۰/۷۹	۰/۹۵	۰/۷۷	۰/۶۸
۷	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۳۳	۰/۰۰	۰/۰۴	۰/۱۸	۰/۴۹	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۸	۰/۱۳
۸	۰/۱۱	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۱۵	۰/۱۷	۰/۱۹	۰/۰۷
۹	۰/۹۹	۰/۷۸	۰/۷۱	۰/۹۱	۰/۷۵	۰/۹۷	۱/۰۰	۰/۷۵	۰/۱۶	۰/۱۵	۰/۷۲
۱۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۱۱	۰/۲۱	۰/۲۰	۰/۱۱	۰/۹۵	۰/۷۲	۰/۷۷	۰/۶۹	۰/۷۲	۰/۴۸	۰/۷۱	۰/۵۶
۱۲	۰/۹۴	۰/۴۷	۰/۳۴	۰/۳۴	۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۲۰	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۲۸
۱۳	۰/۱۱	۰/۳۷	۰/۵۰	۰/۵۷	۰/۳۸	۰/۵۳	۰/۵۷	۰/۵۰	۰/۴۷	۰/۴۹	۰/۴۵
۱۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۱
۱۵	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۶	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۹	۰/۲۱	۰/۲۰	۰/۱۴	/۰۸
۱۶	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۱۷	۰/۰۹	۰/۱۲	۰/۱۵	۰/۱۴	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۱۷	۰/۱۴	۰/۱۸	۰/۶۱	۰/۱۸
۱۸	۰/۴۰	۰/۳۱	۰/۸۲	۰/۷۴	۰/۹۶	۰/۶۷	۰/۸۳	۰/۵۸	۰/۴۴	۰/۶۰	۰/۶۴
۱۹	۰/۲۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۰۳
۲۰	۰/۲۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۷	۰/۱۲	۰/۰۴
۲۱	۰/۵۲	۰/۶۴	۰/۹۵	۰/۴۶	۰/۳۳	۰/۸۲	۰/۸۶	۰/۹۹	۰/۹۰	۰/۸۹	۰/۷۴
۲۲	۰/۰۴	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۰	۰/۰۱	۰/۰۶	۰/۰۲
۲۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۰۲
۲۴	۰/۰۵	۰/۷۷	۰/۶۴	۰/۷۸	۰/۵۹	۰/۹۲	۰/۲۲	۰/۲۱	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۴۳
۲۵	۰/۷۹	۰/۷۴	۰/۵۹	۰/۳۹	۰/۷۴	۰/۹۲	۰/۷۸	۰/۷۹	۰/۷۸	۰/۷۹	۰/۷۳
۲۶	۰/۳۵	۰/۵۸	۰/۴۵	۰/۵۶	۰/۳۱	۰/۷۱	۰/۵۴	۰/۸۷	۰/۵۶	۰/۴۶	۰/۵۴
۲۷	۰/۷۱	۰/۷۹	۰/۷۵	۰/۹۹	۰/۴۸	۰/۵۲	۰/۸۶	۰/۹۰	۰/۶۴	۰/۷۵	۰/۷۵
۲۸	۰/۴۹	۰/۶۱	۰/۵۶	۰/۳۶	۰/۲۷	۰/۲۷	۰/۳۷	۰/۴۷	۰/۷۰	۰/۵۹	۰/۴۷
۲۹	۰/۴۰	۰/۴۱	۰/۴۳	۰/۵۴	۰/۵۲	۰/۴۱	۰/۶۳	۰/۶۷	۰/۵۰	۰/۵۰	۰/۵۰
۳۰	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۱۰	۰/۱۳	۰/۰۵
۳۱	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۱۳	۰/۰۱	۰/۶۰	۰/۰۵	۰/۰۰	۰/۰۶	۰/۱۱	۰/۲۴	۰/۱۲
۳۲	۰/۱۶	۰/۱۹	۰/۱۲	۰/۰۶	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۱۵	۰/۱۳	۰/۱۸	۰/۲۴	۰/۱۴
۳۳	۰/۴۳	۰/۶۴	۰/۷۵	۰/۶۷	۰/۵۷	۰/۶۰	۰/۹۷	۰/۹۹	۰/۹۲	۰/۹۹	۰/۷۵
۳۴	۰/۹۲	۰/۹۲	۰/۸۲	۰/۹۳	۰/۸۵	۰/۹۱	۰/۹۵	۰/۹۰	۰/۷۳	۰/۸۵	۰/۸۸
۳۵	۰/۲۱	۰/۱۹	۰/۴۰	۰/۴۴	۰/۵۳	۰/۴۵	۰/۵۴	۰/۶۱	۰/۷۰	۰/۷۵	۰/۴۸
۳۶	۰/۹۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۹
۳۷	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۳۸	۰/۰۱	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۳۶	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۲۳	۰/۲۴	۰/۴۰	۰/۲۸	۰/۲۰
۳۹	۰/۳۶	۰/۳۷	۰/۴۴	۰/۳۲	۰/۳۶	۰/۳۳	۰/۴۰	۰/۳۲	۰/۴۱	۰/۲۷	۰/۳۶

فصول تعرفه‌ای	۷۳IIT	۷۴IIT	۷۵IIT	۷۶IIT	۷۷IIT	۷۸IIT	۷۹IIT	۸۰IIT	۸۱IIT	۸۲IIT	$\overline{IIT}$
۴۰	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۱۰	۰/۱۷	۰/۲۹	۰/۳۷	۰/۲۷	۰/۳۳	۰/۳۰	۰/۳۳	۰/۲۳
۴۱	۰/۰۹	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۷	۰/۳۶	۰/۰۶
۴۲	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۲۲	۰/۱۳	۰/۳۳	۰/۱۳	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۸	۰/۴۸	۰/۱۵
۴۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۶۷	۰/۸۳	۰/۹۶	۰/۴۹	۰/۶۴	۰/۰۰	۰/۰۷	۰/۰۰	۰/۳۷
۴۴	۰/۱۴	۰/۲۷	۰/۲۹	۰/۱۰	۰/۱۵	۰/۲۱	۰/۱۸	۰/۲۳	۰/۲۶	۰/۰۸	۰/۱۹
۴۵	۰/۰۴	۰/۰۰	۰/۳۳	۰/۰۵	۰/۰۱	۰/۲۵	۰/۰۴	۰/۱۱	۰/۰۱	۰/۰۶	۰/۰۹
۴۶	۰/۱۵	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۰۰	۰/۰۶	۰/۴۷	۰/۰۸
۴۷	۰/۳۵	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۱۰	۰/۱۲	۰/۴۲	۰/۳۳	۰/۱۴
۴۸	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۰۳
۴۹	۰/۰۰	۰/۰۶	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۷	۰/۰۵	۰/۲۲	۰/۷۴	۰/۵۱	۰/۱۷
۵۰	۰/۰۶	۰/۳۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۸۱	۰/۰۰	۰/۱۶	۰/۱۷	۰/۴۱	۰/۱۹
۵۱	۰/۶۹	۰/۴۰	۰/۳۸	۰/۶۲	۰/۲۳	۰/۵۵	۰/۷۸	۰/۷۰	۱/۰۰	۰/۹۰	۰/۶۳
۵۲	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۵۲	۰/۳۲	۰/۸۵	۰/۹۸	۰/۵۹	۰/۱۸	۰/۱۴	۰/۶۰	۰/۴۲
۵۳	۰/۸۹	۰/۵۵	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۱۵
۵۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۳۵	۰/۲۱	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۱۰	۰/۲۴	۰/۱۲	۰/۱۲
۵۵	۰/۶۸	۰/۸۵	۰/۰۵	۰/۰۱	۰/۲۱	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۸	۰/۱۱	۰/۲۱
۵۶	۰/۱۹	۰/۱۹	۰/۷۷	۰/۱۷	۰/۱۹	۰/۵۵	۰/۲۹	۰/۳۰	۰/۶۵	۰/۴۷	۰/۳۸
۵۷	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۵۸	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۳۲	۰/۱۵	۰/۵۹	۰/۱۱	۰/۲۳	۰/۱۸	۰/۲۱	۰/۳۶	۰/۲۲
۵۹	۰/۲۰	۰/۲۲	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۰۸	۰/۱۰	۰/۰۹
۶۰	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۲۹	۰/۵۹	۰/۳۶	۰/۲۱	۰/۰۹	۰/۸۹	۰/۷۸	۰/۹۴	۰/۴۲
۶۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۱
۶۲	۰/۶۶	۰/۵۸	۰/۰۷	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۱۴
۶۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۷۱	۰/۳۴	۰/۱۳	۰/۱۶	۰/۰۲	۰/۱۲	۰/۰۹	۰/۱۰	۰/۱۷
۶۴	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۷	۰/۰۱
۶۵	۰/۴۸	۰/۶۹	۰/۷۴	۰/۵۰	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۵۸	۰/۴۴	۰/۸۷	۰/۴۴
۶۶	۰/۳۸	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۱	۰/۱۵	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۰۱	۰/۰۸
۶۷	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۸۶	۰/۷۵	۰/۲۰	۰/۱۸
۶۸	۰/۵۱	۰/۶۶	۰/۶۸	۰/۶۶	۰/۷۴	۰/۹۹	۰/۸۲	۰/۵۹	۰/۶۴	۰/۶۲	۰/۶۹
۶۹	۰/۵۴	۰/۵۵	۰/۶۴	۰/۷۶	۰/۵۹	۰/۷۸	۰/۸۷	۰/۷۱	۰/۶۸	۰/۸۶	۰/۷۰
۷۰	۰/۳۴	۰/۴۶	۰/۲۰	۰/۱۴	۰/۱۹	۰/۳۰	۰/۳۹	۰/۵۲	۰/۴۹	۰/۵۷	۰/۳۶
۷۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۱۸	۰/۹۱	۰/۶۰	۰/۰۰	۰/۴۶	۰/۲۲
۷۲	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۳	۰/۲۶	۰/۲۲	۰/۳۵	۰/۳۱	۰/۲۳	۰/۳۳	۰/۱۵	۰/۲۰
۷۳	۰/۶۳	۰/۲۹	۰/۲۴	۰/۱۳	۰/۰۹	۰/۱۷	۰/۱۴	۰/۳۰	۰/۳۰	۰/۱۹	۰/۲۵
۷۴	۰/۰۵	۰/۱۵	۰/۳۰	۰/۴۴	۰/۷۵	۰/۲۵	۰/۴۴	۰/۸۰	۰/۹۵	۰/۹۲	۰/۵۰
۷۵	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۸	۰/۰۴	۰/۰۱
۷۶	۰/۹۶	۰/۶۱	۰/۱۵	۰/۲۱	۰/۳۸	۰/۵۲	۰/۴۹	۰/۳۲	۰/۷۸	۰/۶۵	۰/۵۱
۷۷	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
۷۸	۰/۰۶	۰/۴۸	۰/۶۳	۰/۱۰	۰/۰۰	۰/۱۰	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۸۹	۰/۷۳	۰/۳۱
۷۹	۰/۱۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۴۱	۰/۹۵	۰/۸۰	۰/۴۸	۰/۸۸	۰/۳۷
۸۰	۰/۰۷	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۱
۸۱	۰/۱۶	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۵	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۳

فصول تعرفه‌ای	۷۳IIT	۷۴IIT	۷۵IIT	۷۶IIT	۷۷IIT	۷۸IIT	۷۹IIT	۸۰IIT	۸۱IIT	۸۲IIT	$\overline{IIT}$
۸۲	۰/۱۲	۰/۰۶	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۰۵
۸۳	۰/۱۴	۰/۲۰	۰/۱۷	۰/۱۱	۰/۱۶	۰/۲۹	۰/۴۴	۰/۴۳	۰/۴۱	۰/۳۸	۰/۲۷
۸۴	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۰۲
۸۵	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۴
۸۶	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۲۲	۰/۳۰	۰/۲۲	۰/۰۶	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۱۲	۰/۱۰
۸۷	۰/۰۹	۰/۱۷	۰/۰۶	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۱۳	۰/۱۲	۰/۰۹	۰/۰۴	۰/۰۷	۰/۰۹
۸۸	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰
۸۹	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۸۱	۰/۶۹	۰/۰۰	۰/۵۷	۰/۲۱
۹۰	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۶۴	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۸
۹۱	۰/۹۰	۰/۹۴	۰/۴۳	۰/۰۹	۰/۱۸	۰/۱۸	۰/۱۶	۰/۱۲	۰/۱۶	۰/۱۴	۰/۳۳
۹۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱
۹۳	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
۹۴	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۲۶	۰/۳۳	۰/۰۱	۰/۱۶	۰/۲۲	۰/۶۳	۰/۸۹	۱/۰۰	۰/۳۵
۹۵	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۴۲	۰/۹۱	۱/۰۰	۰/۲۸	۰/۴۹	۰/۶۶	۰/۸۱	۰/۶۷	۰/۵۳
۹۶	۰/۳۷	۰/۴۴	۰/۱۲	۰/۱۷	۰/۰۹	۰/۱۸	۰/۱۹	۰/۲۳	۰/۲۱	۰/۲۲	۰/۲۲
۹۷	۰/۷۹	۰/۷۵	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۰۶	۰/۱۷

محاسبه شده از روی آمار بازرگانی خارجی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۲ - ۱۳۷۳)

جدول ۲ ضمیمه- مزیت نسبی آشکار شده در فصول تعرفه‌ای (۱۳۸۲-۱۳۷۳)

فصول تعرفه‌ای	۷۳RCA	۷۴RCA	۷۵RCA	۷۶RCA	۷۷RCA	۷۸ARCA	۷۹RCA	۸۰RCA	۸۱RCA	۸۲RCA
۱	۰/۷۹	۰/۷۵	۰/۷۰	-	-۰/۸۷	-۰/۷۳	-۰/۱۴	-۰/۱۱	-۰/۳۱	-۰/۱۳
۲	-۰/۹۷	-۰/۹۹	-۰/۹۸	-۰/۹۷	-۰/۹۸	-۰/۹۶	-۰/۸۸	-۰/۸۵	-۰/۶۸	-۰/۷۴
۳	۰/۹۱	۰/۴۷	۰/۷۰	۰/۶۳	۰/۸۷	۰/۶۲	۰/۶۳	۰/۴۹	۰/۵۷	۰/۱۸
۴	-۰/۶۱	-۰/۹۳	-۰/۹۲	-۰/۸۴	-۰/۷۹	-۰/۲۷	-۰/۳۳	-۰/۱۷	-۰/۶۲	-۰/۵۲
۵	۰/۹۵	۰/۹۲	۰/۹۳	۰/۸۹	۰/۹۷	۰/۸۸	۰/۸۴	۰/۸۱	۰/۸۴	۰/۸۹
۶	۰/۱۱	-۰/۳۴	۰/۰۹	۰/۲۴	۰/۱۶	۰/۹۹	۰/۷۶	۰/۲۱	۰/۰۵	۰/۲۳
۷	۰/۹۷	۰/۹۶	۰/۶۷	۱/۰۰	۰/۹۶	۰/۸۲	۰/۵۱	۰/۹۶	۰/۹۶	۰/۹۲
۸	۰/۸۹	۰/۹۷	۱/۰۰	۰/۹۸	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۸۵	۰/۸۳	۰/۸۱
۹	۰/۰۱	-۰/۲۲	۰/۲۹	-۰/۰۹	۰/۲۵	۰/۰۳	-	۰/۲۵	۰/۸۴	۰/۸۵
۱۰	-۰/۹۹	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰
۱۱	۰/۷۹	۰/۸۰	۰/۸۹	۰/۰۵	-۰/۲۸	-۰/۲۳	۰/۳۱	۰/۲۸	-۰/۵۲	-۰/۲۹
۱۲	۰/۰۶	-۰/۵۳	-۰/۶۶	-۰/۶۶	-۰/۸۷	-۰/۸۹	-۰/۸۹	-۰/۸۰	-۰/۹۲	-۰/۹۲
۱۳	۰/۸۹	۰/۶۳	۰/۵۰	۰/۴۳	۰/۶۲	۰/۴۷	۰/۴۳	۰/۵۰	۰/۵۳	۰/۵۱
۱۴	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۹۹	۱/۰۰	۰/۹۷	۰/۹۹	۱/۰۰
۱۵	-۰/۹۹	-۱/۰۰	-۰/۹۹	-۰/۹۴	-۰/۹۷	-۰/۹۸	-۰/۹۱	-۰/۷۹	-۰/۸۰	-۰/۸۶
۱۶	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰
۱۷	-۰/۹۱	-۰/۸۸	-۰/۸۵	-۰/۸۶	-۰/۸۸	-۰/۸۹	-۰/۸۳	-۰/۸۶	-۰/۸۲	-۰/۳۹
۱۸	۰/۶۰	۰/۶۹	۰/۱۸	۰/۲۶	-۰/۰۴	-۰/۳۳	-۰/۱۷	-۰/۴۲	-۰/۵۶	-۰/۴۰
۱۹	۰/۷۹	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۵
۲۰	۰/۷۷	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۹۸	۰/۹۳	۰/۸۸
۲۱	-۰/۴۸	-۰/۳۶	۰/۰۵	۰/۵۴	۰/۶۷	۰/۱۸	-۰/۱۴	۰/۰۱	-۰/۱۰	-۰/۱۱
۲۲	۰/۹۶	۱/۰۰	۰/۹۹	۱/۰۰	۰/۹۹	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۹۰	۰/۹۹	۰/۹۴
۲۳	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۰/۹۹	-۰/۹۸	-۰/۹۹	-۰/۹۹	-۰/۹۷	-۰/۹۶	-۰/۹۴
۲۴	-۰/۹۵	۰/۲۳	-۰/۳۶	-۰/۲۲	-۰/۴۱	-۰/۰۸	-۰/۷۸	-۰/۷۹	-۰/۹۷	-۰/۹۵
۲۵	-۰/۲۱	-۰/۲۶	-۰/۴۱	-۰/۶۱	-۰/۲۶	-۰/۰۸	۰/۲۲	۰/۲۱	۰/۲۲	۰/۲۱
۲۶	-۰/۶۵	-۰/۴۲	-۰/۵۵	-۰/۴۴	-۰/۶۹	-۰/۲۹	-۰/۴۶	۰/۱۳	-۰/۴۴	-۰/۵۴
۲۷	-۰/۲۹	-۰/۲۱	-۰/۲۵	۰/۰۱	۰/۵۲	۰/۴۸	۰/۱۴	۰/۰۱	-۰/۳۶	-۰/۲۵
۲۸	-۰/۵۱	-۰/۳۹	-۰/۴۴	-۰/۶۴	-۰/۷۳	-۰/۷۳	-۰/۶۳	-۰/۵۳	-۰/۳۰	-۰/۴۱
۲۹	-۰/۶۰	-۰/۵۹	-۰/۵۷	-۰/۴۶	-۰/۴۸	-۰/۵۹	-۰/۳۷	-۰/۳۳	-۰/۵۰	-۰/۵۰
۳۰	-۰/۹۸	-۰/۹۹	-۰/۹۸	-۰/۹۸	-۰/۹۷	-۰/۹۶	-۰/۹۴	-۰/۹۳	-۰/۹۰	-۰/۸۷
۳۱	-۱/۰۰	-۰/۹۸	-۰/۸۷	-۰/۹۹	-۰/۴۰	-۰/۹۵	-۱/۰۰	-۰/۹۴	-۰/۸۹	-۰/۷۶
۳۲	-۰/۸۴	-۰/۸۱	-۰/۸۸	-۰/۹۴	-۰/۹۱	-۰/۹۱	-۰/۸۵	-۰/۸۷	-۰/۸۲	-۰/۷۶
۳۳	۰/۵۷	-۰/۳۶	-۰/۲۵	-۰/۳۳	-۰/۴۳	-۰/۴۰	-۰/۰۳	۰/۰۱	-۰/۰۸	-۰/۰۱
۳۴	-۰/۰۸	-۰/۰۸	-۰/۱۸	-۰/۰۷	-۰/۱۵	-۰/۰۹	۰/۰۵	۰/۱۰	۰/۲۷	۰/۱۵
۳۵	-۰/۷۹	-۰/۸۱	-۰/۶۰	-۰/۵۶	-۰/۴۷	-۰/۵۵	-۰/۴۶	-۰/۳۹	-۰/۳۰	-۰/۲۵
۳۶	-۰/۰۹	-	-	-	-	-	-	-	-	-
۳۷	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰
۳۸	-۰/۹۹	-۰/۸۸	-۰/۸۶	-۰/۶۴	-۰/۸۸	-۰/۸۸	-۰/۷۷	-۰/۷۶	-۰/۶۰	-۰/۷۲
۳۹	-۰/۶۴	-۰/۶۳	-۰/۵۶	-۰/۶۸	-۰/۶۴	-۰/۶۷	-۰/۶۰	-۰/۶۸	-۰/۵۹	-۰/۷۳
۴۰	-۰/۹۶	-۰/۹۵	-۰/۹۰	-۰/۸۳	-۰/۷۱	-۰/۶۳	-۰/۷۳	-۰/۶۷	-۰/۷۰	-۰/۶۷

فصول تعرفه‌ای	۷۳RCA	۷۴RCA	۷۵RCA	۷۶RCA	۷۷RCA	۷۸RCA	۷۹RCA	۸۰RCA	۸۱RCA	۸۲RCA
۴۱	۰/۹۱	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۳	۰/۶۴
۴۲	۰/۹۷	۰/۹۸	۰/۷۸	۰/۸۷	۰/۶۷	۰/۸۷	۰/۹۶	۰/۹۸	۰/۹۲	۰/۵۲
۴۳	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۳۳	-۰/۱۷	-۰/۰۴	-۰/۵۱	-۰/۳۶	۱/۰۰	-۰/۹۳	۱/۰۰
۴۴	-۰/۸۶	-۰/۷۳	-۰/۷۱	-۰/۹۰	-۰/۸۵	-۰/۷۹	-۰/۸۲	-۰/۷۷	-۰/۷۴	-۰/۹۲
۴۵	-۰/۹۶	-۱/۰۰	-۰/۶۷	-۰/۹۵	-۰/۹۹	-۰/۷۵	-۰/۹۶	-۰/۸۹	-۰/۹۹	-۰/۹۴
۴۶	۰/۸۵	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۹۷	۰/۹۵	۱/۰۰	۰/۹۴	۰/۵۳
۴۷	-۰/۶۵	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۰/۹۵	-۰/۹۴	-۰/۹۰	-۰/۸۸	-۰/۵۸	-۰/۶۷
۴۸	-۱/۰۰	-۰/۹۹	-۰/۹۸	-۰/۹۸	-۰/۹۸	-۰/۹۸	-۰/۹۸	-۰/۹۸	-۰/۹۴	-۰/۹۲
۴۹	-۱/۰۰	-۰/۹۴	-۰/۹۹	-۰/۹۹	-۰/۹۹	-۰/۹۳	-۰/۹۵	-۰/۷۸	۰/۲۶	-۰/۴۹
۵۰	۰/۹۴	-۰/۷۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۹۹	۰/۱۹	۱/۰۰	۰/۸۴	۰/۸۳	-۰/۵۹
۵۱	-۰/۳۱	-۰/۶۰	-۰/۶۲	-۰/۳۸	-۰/۷۷	-۰/۴۵	-۰/۲۲	-۰/۳۰	-	۰/۱۰
۵۲	-۱/۰۰	-۱/۰۰	۰/۴۸	۰/۶۸	-۰/۱۵	۰/۰۲	۰/۴۱	۰/۸۲	۰/۸۶	۰/۴۰
۵۳	۰/۱۱	-۰/۴۵	-۰/۹۹	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۰/۹۹	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۰/۹۹
۵۴	۱/۰۰	-۱/۰۰	-۰/۶۵	-۰/۷۹	-۰/۹۴	-۰/۹۲	-۰/۹۳	-۰/۹۰	-۰/۷۶	-۰/۸۸
۵۵	-۰/۳۲	-۰/۱۵	-۰/۹۵	-۰/۹۹	-۰/۷۹	-۰/۹۵	-۰/۹۶	-۰/۹۷	-۰/۹۲	-۰/۸۹
۵۶	-۰/۸۱	-۰/۸۱	۰/۲۳	-۰/۸۳	-۰/۸۱	-۰/۴۵	-۰/۷۱	-۰/۷۰	-۰/۳۵	-۰/۵۳
۵۷	-۱/۰۰	-۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۹۹	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰
۵۸	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۶۸	۰/۸۵	۰/۴۱	۰/۸۹	۰/۷۷	۰/۸۲	۰/۷۹	۰/۶۴
۵۹	-۰/۸۰	-۰/۷۸	-۰/۹۳	-۰/۹۶	-۰/۹۹	-۰/۹۸	-۰/۹۵	-۰/۹۲	-۰/۹۲	-۰/۹۰
۶۰	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۷۱	۰/۴۱	-۰/۶۴	-۰/۷۹	-۰/۹۱	۰/۱۱	۰/۲۲	-۰/۰۶
۶۱	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۸	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۹۹	۰/۹۸
۶۲	۰/۳۴	۰/۴۲	۰/۹۳	۰/۹۹	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۹۹	۱/۰۰	۰/۹۹	۰/۹۶
۶۳	-	۱/۰۰	۰/۲۹	۰/۶۶	۰/۸۷	۰/۸۴	۰/۹۸	۰/۸۸	۰/۹۱	۰/۹۰
۶۴	۱/۰۰	۰/۹۹	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۳
۶۵	۰/۵۲	۰/۳۱	۰/۲۶	۰/۵۰	۰/۹۶	۰/۹۹	۰/۹۷	۰/۴۲	۰/۵۶	-۰/۱۳
۶۶	۰/۶۲	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	-۰/۸۹	-۰/۸۵	-۰/۹۰	-۰/۹۰	-۰/۹۹
۶۷	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	-۰/۱۴	-۰/۲۵	-۰/۸۰
۶۸	-۰/۴۹	-۰/۳۴	-۰/۳۲	-۰/۳۴	-۰/۲۶	۰/۰۱	۰/۱۸	۰/۴۱	۰/۳۶	۰/۳۸
۶۹	-۰/۴۶	-۰/۴۵	-۰/۳۶	-۰/۲۴	-۰/۴۱	-۰/۲۲	-۰/۱۳	-۰/۲۹	-۰/۳۲	-۰/۱۴
۷۰	-۰/۶۶	-۰/۵۴	-۰/۸۰	-۰/۸۶	-۰/۸۱	-۰/۷۰	-۰/۶۱	-۰/۴۸	-۰/۵۱	-۰/۴۳
۷۱	۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۰/۹۹	-۰/۸۲	-۰/۰۹	-۰/۴۰	-۱/۰۰	۰/۵۴
۷۲	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۰/۸۷	-۰/۷۴	-۰/۷۸	-۰/۶۵	-۰/۶۹	-۰/۷۷	-۰/۶۷	-۰/۸۵
۷۳	-۰/۳۷	-۰/۷۱	-۰/۷۶	-۰/۸۷	-۰/۹۱	-۰/۸۳	-۰/۸۶	-۰/۷۰	-۰/۷۰	-۰/۸۱
۷۴	۰/۹۵	۰/۸۵	۰/۷۰	۰/۵۶	۰/۲۵	۰/۷۵	۰/۵۶	۰/۲۰	۰/۰۵	-۰/۰۸
۷۵	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۰/۹۹	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۰/۹۲	-۰/۹۶
۷۶	-۰/۰۴	-۰/۳۹	-۰/۸۵	-۰/۷۹	-۰/۶۲	-۰/۴۸	-۰/۵۱	-۰/۶۸	-۰/۲۲	-۰/۳۵
۷۷	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-	-	-	-	-	-	-	-
۷۸	۰/۹۴	۰/۵۲	۰/۳۷	-۰/۹۰	-۱/۰۰	-۰/۹۰	-۰/۹۶	-۰/۹۶	-۰/۱۱	۰/۲۷
۷۹	-۰/۹۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۰/۹۸	-۰/۹۷	-۰/۵۹	۰/۰۵	۰/۲۰	۰/۵۲	۰/۱۲
۸۰	-۰/۹۳	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۰/۹۹
۸۱	-۰/۸۴	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۰/۸۷	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۰/۹۵	-۱/۰۰	-۱/۰۰
۸۲	-۰/۸۸	-۰/۹۴	-۰/۹۷	-۰/۹۷	-۰/۹۷	-۰/۹۸	-۰/۹۷	-۰/۹۸	-۰/۹۴	-۰/۹۳
۸۳	-۰/۸۶	-۰/۸۰	-۰/۸۳	-۰/۸۹	-۰/۸۴	-۰/۷۱	-۰/۵۶	-۰/۵۷	-۰/۵۹	-۰/۶۲

فصول تعرفه‌ای	۷۳RCA	۷۴RCA	۷۵RCA	۷۶RCA	۷۷RCA	۷۸RCA	۷۹RCA	۸۰RCA	۸۱RCA	۸۲RCA
۸۴	-۰/۹۹	-۰/۹۹	-۰/۹۹	-۰/۹۹	-۰/۹۹	-۰/۹۸	-۰/۹۷	-۰/۹۸	-۰/۹۷	-۰/۹۵
۸۵	-۰/۹۹	-۰/۹۹	-۰/۹۷	-۰/۹۸	-۰/۹۸	-۰/۹۸	-۰/۹۵	-۰/۹۴	-۰/۹۲	-۰/۹۳
۸۶	-۰/۹۹	-۰/۹۶	-۰/۷۸	-۰/۷۰	-۰/۷۸	-۰/۹۴	-۱/۰۰	-۰/۹۸	-۰/۹۹	-۰/۸۸
۸۷	-۰/۹۱	-۰/۸۳	-۰/۹۴	-۰/۹۶	-۰/۹۶	-۰/۸۷	-۰/۸۸	-۰/۹۱	-۰/۹۶	-۰/۹۳
۸۸	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۰/۹۹	-۰/۹۹	-۰/۹۹	-۱/۰۰
۸۹	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۰/۹۹	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۰/۱۹	-۰/۳۱	-۱/۰۰	-۰/۴۳
۹۰	-۰/۹۹	-۰/۹۹	-۰/۹۹	-۰/۳۶	-۰/۹۹	-۰/۹۷	-۰/۹۹	-۰/۹۹	-۰/۹۹	-۰/۹۸
۹۱	-۰/۴۳	۰/۰۶	-۰/۵۷	۰/۹۱	-۰/۸۲	-۰/۸۲	-۰/۸۴	-۰/۸۸	-۰/۸۴	-۰/۸۶
۹۲	-۰/۹۹	-۰/۹۹	-۱/۰۰	-	-۱/۰۰	-۰/۹۸	-۰/۹۸	-۰/۹۹	-۱/۰۰	-۱/۰۰
۹۳	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
۹۴	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۷۴	۰/۶۷	-۰/۹۹	۰/۸۴	۰/۷۸	۰/۳۷	۰/۱۱	-
۹۵	-۰/۹۹	-۰/۹۹	۰/۵۸	۰/۰۹	-	۰/۷۲	۰/۵۱	۰/۳۴	۰/۱۹	-۰/۳۳
۹۶	-۰/۶۳	-۰/۵۶	-۰/۸۸	-۰/۸۳	-۰/۹۱	-۰/۸۲	-۰/۸۱	-۰/۷۷	-۰/۷۹	-۰/۷۸
۹۷	۰/۲۱	۰/۲۵	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۹۸	۰/۹۹	۱/۰۰	۰/۹۷	-۰/۹۴

مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۷۲ / فروردین و اردیبهشت ۱۳۸۵ / صفحات ۱۹۰-۱۶۳

ارزیابی اثر روزهای هفته در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوهای آرچ و گارچ[1]

اسمعیل ابونوری*

رضا ایزدی

تاریخ دریافت: ۸۴/۵/۳ تاریخ پذیرش: ۸۴/۹/۱۵

چکیده

هدف اصلی در این مقاله بررسی اثر روزهای هفته در بازار در حال گذر سهام تهران بوده است. در این راستا فرضیه‌های معنادار بودن اثر روزهای هفته بر بازده شاخص کل سهام و نیز به‌تفکیک برای شاخص‌های صنایع آزمون شده است. با توجه به‌ناهمسانی واریانس، به‌ویژه در بازار اوراق بهادار، از مدل‌های خانواده آرچ، به‌ویژه مدل گارچ- اِم نمایی در آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است. برای این منظور از اطلاعات سری زمانی روزهای هفته شاخص کل در دوره ۱۳۷۱- ۱۳۸۲ و دو زیردوره ۱۳۷۱- ۱۳۸۱ و سال ۱۳۸۲ و به‌تفکیک ۱۵ صنعت استفاده شده است. نتایج کل دوره حاکی از اثر منفی شنبه و چهارشنبه بوده است، به‌گونه‌ای که در زیردوره اول، اثر سه‌شنبه منفی ولی در زیردوره دوم اثر شنبه، یکشنبه و دوشنبه منفی بوده است. نتایج مربوط به‌شاخص‌های صنایع نیز به‌وجود اثر روزهای هفته در نه صنعت از میان پانزده صنعت، اشاره داشته است؛ نشانه‌ای از عدم وجود کارایی در بازار اوراق بهادار تهران.

طبقه‌بندی JEL: C22 ،C13،C12،G14 .

کلید واژه: روزهای هفته، بازار کارا، الگوهای آرچ، گارچ، بورس اوراق بهادار، تهران.

۱- این مقاله از پایان‌نامه کارشناسی ارشد رضا ایزدی با عنوان «اثرات تقویمی (زمانی) در بورس اوراق بهادار تهران» و راهنمایی دکتر اسمعیل ابونوری در دانشگاه مازندران استخراج شده است.

* دانشیار دانشگاه مازندران: بابلسر- بخش اقتصاد دانشگاه مازندران.

Email: abounoories@yahoo. com, esmaiel. abounoori@gmail. com

۲- مقدمه

وجود اثرات تقویمی بر بازدهی‌های بازار سهام، اقتصاددانان مالی را بیش از پنجاه سال متحیر کرده است. براساس فرضیه بازار کارا، الگوی فصلی نباید دارای اثرات معنادار باشد. اثرات تقویمی موجب ایجاد بازدهی‌هایی می‌شوند که متناسب با ریسک نیستند. به‌عبارت دیگر، وجود اثرات تقویمی، شکل ضعیف فرضیه بازار کارا را خنثی می‌کند. در بازار کارا، اطلاعات مربوط به‌بازار و یکایک سهام در دسترس همه مردم است. اطلاعات تازه به‌سرعت به‌بازار منتقل و در نتیجه قیمت‌های سهام با توجه به‌اطلاعات تازه تعیین می‌شوند. یعنی، در بازار کارا پیش‌بینی قیمت‌های آینده ممکن نیست؛ زیرا در یک بازار کارا، قیمت‌های سهام از یک الگوی گام تصادفی پیروی می‌کنند و بازدهی‌های اضافی از سرمایه‌گذاری‌های سهام به‌دست نمی‌آید. در این بازار، چون هیچ‌کس نمی‌تواند به‌طورمرتب بازده اضافی به‌دست آورد، انواع گوناگونی از اوراق بهادار خریداری می‌شود تا بازده آنها با متوسط بازده بازار برابر شود. پس، ناتوانی سهامداران در پیش بینی، موجب می‌شود که آنها از فلسفه مبتنی بر خرید و نگهداری سهام پیروی کنند. بنابراین، آنها می‌کوشند تا مجموعه متنوعی از اوراق بهادار را نگهداری کنند تا بتوانند به‌نرخ بازده مطلوب خود که نزدیک به‌نرخ بازار است، دست یابند. پرسش‌های اصلی مطرح در این مقاله عبارتند از:

۱. آیا روزهای هفته بر بازده شاخص کل سهام اثری معنادار دارد؟

۲. روزهای هفته بر بازده شاخص کدامیک از صنایع اثر معنادار دارد؟

برای پاسخ به‌پرسش‌ها و آزمون فرضیه‌های متناظر، از اطلاعات سری‌های زمانی روزانه در بازار اوراق بهادار ایران به‌صورت شاخص کل و شاخص‌ها به‌تفکیک صنایع استفاده شده است. بررسی‌های مقدماتی داده‌های سری‌های زمانی مبین وجود ناهمسانی واریانس[1] در اطلاعات بوده است. در نتیجه، برای ارزیابی اثرات تقویمی از مدل‌های خانواده آرچ و گارچ به‌صورت متقارن یا نامتقارن استفاده شده

1- Heteroskedasticity.

است.

اکثر پژوهش‌های اثرات تقویمی، بر بازارهای سرمایه‌ای توسعه‌یافته متمرکز بوده است. در این پژوهش سعی شده است تا اثرات تقویمی در بازارهای سرمایه‌ای در حال توسعه به‌ویژه بازارهای نوظهور با کارایی کمتر، شبیه به‌بازار سرمایه‌ای ایران، به‌صورتی جامع مرور شود. نتایج حاصل برای سیاستگزاران بازار سرمایه و سرمایه‌گذاران در این بخش از اهمیت خاص برخوردار است.

این مقاله در پنج بخش تدوین شده است. پس از این بخش، در بخش ۲ ادبیات اثرات تقویمی در بازار سرمایه به‌صورت جامع مرور شده است. بخش ۳ به‌داده‌ها و معرفی مدل‌های خودرگرسیون ناهمسان واریانس شرطی اختصاص یافته است. براورد مدل‌ها و آزمون فرضیه‌ها در بخش ۴ تقدیم شده است. سرانجام مقاله با نتیجه‌گیری در بخش ۵، پیوست نتایج کامپیوتری و کتابه‌نامه پایان یافته است.

۲- مطالعات تجربی اثرات تقویمی در بازارهای اوراق بهادار

فیلدس[1] (۱۹۳۱)، اولین مطالعه اثر روزهای هفته را در بورس اوراق بهادار آمریکا انجام داده است. او منطق متعارف « وال استریت»[2] را مورد بررسی قرار داده که عنوان می‌کند مبادله‌کنندگان سهام تحمل نااطمینانی‌های دارایی‌های سهام‌شان را در پایان هفته ندارند. از این‌رو، ترجیح می‌دهند آنها را به‌حساب‌های دیگر تبدیل کنند. در نتیجه، قیمت‌های اوراق بهادار در شنبه کاهش می‌یابد. فیلدس شاخص «داو جونز»[3] را طی دوره ۱۹۱۵- ۱۹۳۰ آزمون کرد تا درستی منطق متعارف را بررسی کند[4]. او آخرین قیمت «داو جونز» را در شنبه، با میانگین آخرین قیمت‌ها در فاصله جمعه تا دوشنبه مقایسه کرد. او دریافت که

1- Fields.
2- Wall Street.
3- Dow Jones.
۴- شاخص داو جونز (Dow Jones یا Dow) در واقع همان شاخص Dow Jones 30 Industrial (DJIA) Average است که میانگین قیمت سهام ۳۰ شرکت است و به‌دلار بیان می‌شود.

قیمت‌ها در شنبه‌ها گرایش به‌افزایش دارند. در ۵۲ درصد از زمان ۷۱۷ هفته‌ای که او درنظر گرفته بود، قیمت شنبه از متوسط جمعه تا دوشنبه، بیش از ۱۰ دلار بالاتر بود.

طبق فاما[1] (۱۹۶۵)، واریانس بازدهی‌ها در روز دوشنبه نسبت به‌واریانس بازدهی‌ها در سایر روزهای هفته بیست درصد بیشتر است.

کراس[2] (۱۹۷۳)، بازده شاخص اس و پی ۵۰۰[3] را در خلال سال‌های ۱۹۵۳ تا ۱۹۷۰ مطالعه کرد. او دریافت که در ۶۲ درصد از جمعه‌ها شاخص مذکور بیشتر می‌شود. بازده متوسط در جمعه‌ها ۱۲ درصد بود، درحالی‌که بازده متوسط در دوشنبه‌ها ۱۸- درصد بود.

فرنچ[4] (۱۹۸۰)، نیز از شاخص اس و پی ۵۰۰ طی دوره سال‌های ۱۹۵۳ تا ۱۹۷۷ برای مطالعه بازدهی‌های روزانه و کسب نتایج مشابه استفاده کرد. او فرضیه زمان مبادله سهام[5] را ارائه داد که عنوان می‌کرد، بازدهی‌ها تنها طی روزهای کاری هفته ایجاد می‌شوند. این فرضیه اشاره می‌نمود که بازدهی‌ها باید در روزهای عادی مبادله سهام باهم برابر باشند. البته، او فرضیه جایگزین دیگری را به‌نام فرضیه زمان تقویمی[6] ارائه داد. این فرضیه اشاره می‌کرد که بازدهی‌ها علاوه بر روزهای کاری هفته، در روزهای غیرکاری هفته نیز ایجاد می‌شوند. به‌عبارت دیگر، این فرضیه منطقی عنوان می‌کرد که قیمت‌ها باید تا اندازه‌ای در روز دوشنبه نسبت به‌سایر روزها، بیشتر باشند. زیرا، زمان میان پایان مبادله سهام در جمعه تا پایان مبادله سهام در دوشنبه سه روز است، درصورتی‌که در روزهای عادی مبادله سهام، این زمان یک روزه است. بنابراین، بازدهی‌های دوشنبه باید سه برابر بیشتر از بازدهی‌های روزهای عادی مبادله سهام هفته باشد. او این دو

1- Fama.
2- Cross.
۳- ارقام شاخص Standard and Poor's 500 Composite(S&P500) از سال ۱۹۲۸ به‌صورت روزانه و از سال ۱۸۷۱ به‌صورت ماهانه محاسبه شده است. این شاخص قیمت سهام ۵۰۰ شرکت بزرگ آمریکا را بررسی می‌کند.
4- French.
5- Trading time.
6- Calendar time.

فرضیه را در یک دوره ۲۵ ساله و پنج زیردوره ۵ ساله، با استفاده از مدل‌های رگرسیون دارای متغیرهای مجازی آزمون کرد. او دریافت که بازده متوسط دوشنبه منفی است درحالی‌که در روزهای دیگر هفته، بازده متوسط مثبت است که جمعه‌ها و چهارشنبه‌ها به‌ترتیب بیشترین بازدهی‌ها را داشتند. بنابراین، هر دو فرضیه فوق رد شده بود. آنگاه فرنچ این سؤال را مطرح کرد که آیا بازدهی‌های منفی در روزهای دوشنبه ممکن است به‌دلیل برخی از اثرات نامشخص بسته بودن بازار باشد. دراین‌صورت، بازده انتظاری باید علاوه بر پایان هفته‌ها، بعد از روزهای تعطیل نیز کمتر باشد. در عوض او دریافت که بازدهی‌های متوسط در روزهای دوشنبه، چهارشنبه، پنجشنبه و جمعه بعد از تعطیلات، بیشتر از حد عادی بود. در روز سه‌شنبه بعد از دوشنبه تعطیل، بازدهی‌ها منفی بودند که شاید بتوان آن را یک نمایش تأخیری از بازدهی‌های منفی معمول پایان هفته تصور کرد. او این نتایج را به‌این‌ترتیب تفسیر کرد که چیز خاصی در پایان هفته وجود دارد، به‌طوری‌که با بسته بودن کل بازار در تضاد است. کراس و فرنچ به‌این دلیل که میان آخرین قیمت در جمعه و آخرین قیمت در دوشنبه تفاوتی وجود داشت، بازدهی‌های دوشنبه را مورد مطالعه قرار دادند. این مسأله مبهم باقی ماند که آیا قیمت‌ها در طول روز دوشنبه کاهش می‌یابند یا در بین پایان جمعه و آغاز دوشنبه دچار کاهش می‌شوند؟

گیبنز و هس[1] (۱۹۸۱)، وجود اثر روزهای هفته را برای شاخص اس و پی ۵۰۰ و داده‌های مرکز تحقیقات در قیمت‌های اوراق بهادار(CRSP)[2] طی دوره ۱۹۶۲ تا ۱۹۷۸ تأیید کردند. آنها می‌خواستند بررسی کنند که آیا پایان هفته‌ها برای سایر اوراق بهادار (به‌جز سهام) نیز به‌همین ترتیب است. به‌همین دلیل، به‌اثر روزهای هفته در اسناد خزانه توجه کرده و دریافتند که به‌طور چشمگیری بازده متوسط دوشنبه نسبت به‌سایر روزها کمتر است. آنها چندین توضیح موجود از اثر پایان

1- Gibbons and Hess.
2- Center for Research in Security Prices.

هفته سهام را بررسی کردند. دوره‌های پرداخت[1] توضیح قوی‌تری بود که اشاره می‌کرد، سهامی که در یک روز خریداری می‌شدند، به‌اندازه چند روز کاری فرصتی وجود داشت تا پول آنها پرداخت شود. طی گذشت زمان، طول دوره پرداخت به‌تدریج افزایش یافت! از ۴ مارس ۱۹۶۲ تا ۱۰ فوریه ۱۹۶۸، دوره پرداخت چهار روز کاری بود و پس از آن، پنج روز کاری شده بود. برای دوره ۱۹۶۲ تا ۱۹۶۸، سرمایه‌گذارانی که در دوشنبه‌ها سهام می‌فروختند، خواهان آن بودند تا پولشان را طی چهار روز دریافت کنند. درحالی‌که کسانی که در روزهای دیگر می‌فروختند تا شش روز نمی‌توانستند پولشان را بگیرند. اما بازدهی‌های منفی دوشنبه، بعد از ۱۹۶۸ باقی ماندند[2]. پس اثر پرداخت توضیح کاملی نمی‌توانست باشد. البته، گیبنز و هس نشان دادند که حتی قبل از ۱۹۶۸، تفاوت در دوره‌های پرداخت نمی‌توانست اثر روزهای هفته را توضیح دهد.

لکانیشاک و لیوی[3](۱۹۸۲)، اثر روزهای هفته را در بازار سهام آمریکا (با استفاده از داده‌های مرکز پژوهش در قیمت‌های اوراق بهادار) و در خلال سال‌های ۱۹۷۹ تا ۱۹۸۳ بررسی کردند. آنها فرضیه زمان تقویمی را با مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی در یک دوره و سه زیردوره، آزمون کردند. بازدهی‌های متوسط در جمعه‌ها مثبت و در دوشنبه‌ها منفی بود. پس از تعدیل بازدهی‌ها با سود تقسیمی هر سهم، بازده متوسط مثبت جمعه‌ها بشدت کم و بازده متوسط منفی دوشنبه‌ها بیشتر شده بود، اما هنوز اثر روزهای هفته به‌طور کامل محو نشده بود. به‌عبارت دیگر، پس از تعدیل نیز بازده متوسط روزهای دوشنبه به‌قدر کافی افزایش و بازده متوسط جمعه‌ها به‌اندازه لازم کاهش نیافته بودند. چون، هنوز بازده متوسط جمعه‌ها مثبت و بازده متوسط دوشنبه‌ها منفی بود. آنها از توضیح دوره‌های پرداخت برای این اثر استفاده کردند.

1- Settlement Periods.

۲- پس از ۱۹۶۸، سرمایه‌گذاران در هر روزی از هفته که سهام می‌فروختند، نمی‌توانستند پول شان را تا هفت روز بگیرند.

3- Lakonishok and Levi.

رگالسکی[1] (۱۹۸۴)، نخستین بار مسأله مبهم کراس و فرنچ را بررسی کرد. او آخرین قیمت‌ها و اولین قیمت‌ها را برای شاخص « داو جونز» درخلال سال‌های ۱۹۷۴ تا ۱۹۸۴ و همچنین برای شاخص اس و پی ۵۰۰ طی دوره ۱۹۷۹ تا ۱۹۸۴ به‌دست آورد. وی دریافت که قیمت‌ها در طول روز دوشنبه افزایش یافته‌اند. بنابراین، بازدهی‌های منفی، بین پایان مبادله سهام در جمعه و شروع آن در دوشنبه ایجاد شده بودند. به‌این‌ترتیب، اثر دوشنبه به‌اثر پایان هفته[2] تبدیل شد. همچنین دریافت‌که پایان هفته در ژانویه نسبت به‌سایر ماه‌ها متفاوت است. طی‌ژانویه، بازدهی‌های دوشنبه‌ها و پایان هفته‌ها مثبت هستند. او از مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی برای این بررسی استفاده کرد.

اسمیرلاک و استارکز[3] (۱۹۸۶)، اثر روزهای هفته را برای شاخص«داو جونز» و درخلال دوره ۱۹۶۳ تا ۱۹۸۳ مطالعه کردند. آنها دریافتند که بازدهی‌های منفی درطول زمان به‌عقب منتقل شده‌اند. در دوره ۱۹۶۳ تا ۱۹۶۸، بازدهی‌های منفی درطول مبادله سهام در دوشنبه ایجاد می‌شدند. درصورتی‌که از ۱۹۶۸ تا ۱۹۷۴ بازدهی‌های منفی در ساعت‌های آغازین مبادله سهام دوشنبه، شکل می‌گرفتند و بعد از ۱۹۷۴، زیان‌ها بین پایان جمعه و شروع دوشنبه رخ داده بودند.

کیم و استمبا[4] (۱۹۸۴)، وجود اثر پایان هفته را در شاخص اس و پی و در خلال ۱۹۲۸ تا ۱۹۸۲ بررسی کردند. آنها دریافتند که بازده متوسط به‌طور معناداری در جمعه‌ها بیشتر و در دوشنبه‌ها منفی است و بازده‌های متوسط معمولاً طی هفته افزایش می‌یابند.

طبق جف و وسترفیلد[5] (۱۹۸۵a)، وجود اثر روزهای هفته در کشورهای ژاپن، کانادا، استرالیا، انگلستان و ایالات متحده آمریکا تأیید شده بود. آنها برای آزمون فرضیه فوق از ضرایب چولگی و کشیدگی، انحراف معیار و مدل رگرسیون دارای

1- Rogalski.
2- Weekend effect.
3- Smirlock and Starks.
4- Keim and Stambaugh.
5- Jaffe and Westerfield.

متغیرهای مجازی استفاده کردند. در کشور ژاپن، مطالعه روی شاخص «نیکی داو»[1] و در خلال سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۸۳ صورت پذیرفت که نشان داد، بازده متوسط در سه‌شنبه منفی و در شنبه و چهارشنبه مثبت بوده است. در کانادا، شاخص بورس اوراق بهادار «تورنتو»[2] طی دوره ۱۹۷۶ تا ۱۹۸۳ آزمون شد که اثر دوشنبه منفی و چهارشنبه و جمعه مثبت در آن دیده شد. در استرالیا، شاخص «استاتکز اکچوئری»[3] در خلال ۱۹۷۳ تا ۱۹۸۲ بررسی شد و بازده متوسط در سه‌شنبه منفی و در پنجشنبه و جمعه مثبت بود. در انگلستان، شاخص سهام عادی "فایننشال تایمز" در دوره ۱۹۵۰- ۱۹۸۳ آزمون شد که اثرات دوشنبه و سه‌شنبه منفی و چهارشنبه و جمعه مثبت تأیید شد. در ایالات متحده، شاخص اس و پی ۵۰۰ طی دوره ۱۹۶۲ تا ۱۹۸۳ بررسی شد که اثر دوشنبه منفی و جمعه مثبت نشان داده شد. در این پژوهش، شواهدی که نشان دهد اثر پایان هفته با تعابیر خطای اندازه‌گیری یا اثر پرداخت قابل‌توضیح است، پیدا نشده بود.

جف و وسترفیلد (۱۹۸۵)، اثر روزهای هفته را برای بازار سهام ژاپن و در دوره ۱۹۷۰ تا ۱۹۸۳ بررسی کردند. آنها این پدیده را با استفاده از شاخص‌های نیکی داو و بورس اوراق بهادار توکیو[4] با به‌کارگیری مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی آزمون کردند. برای بازار سهام ژاپن، بازده متوسط کمتر در روز سه‌شنبه یافت شده بود. آنها اشاره کردند که خطای اندازه‌گیری و فرایند پرداخت، قادر به‌توضیح این اثر نیستند. همچنین آنها اشاره کردند که اثر سه‌شنبه منفی می‌تواند با فرضیه ساعت جهانی توضیح داده شود.

کورسی و دایل[5] (۱۹۸۶)، برای بررسی اثر پایان هفته روش کاملاً متفاوتی را به‌کار گرفتند. آنها از روش‌های تجارب بازارهای آزمایشی[6] استفاده کردند. کورسی و دایل، توقف‌های مبادله سهام را معرفی و الگوهای حاصل از قیمت‌ها را مشاهده

1- Nikkei Dow or ND.
2- Toronto.
3- Statex Actuaries.
4- Tokyo Stock Exchange.
5- Coursey and Dyl.
6- Laboratory market experiments.

کردند. آنها در آزمایشاتشان، دارایی‌هایی با ارزش‌های نامعین را مبادله می‌کردند. برای دو روز نخست مبادله سهام از هر سه روز هفته، دارایی‌ها عمری یک روزه داشتند. برای روز سوم، مبادله‌کنندگان با دو روز تعطیلی مواجه می‌شدند. نتایجی که در بازار آزمایشی حاصل شده بود با آنچه که در بازار واقعی به‌دست آمده بود سازگاری داشت. قیمت‌ها در روزهای قبل از توقف مبادله، نسبت به‌سایر روزها بیشتر بودند.

سنتزمسز[1] (۱۹۸۶)، اثر روزهای هفته را طی دوره ۱۹۷۹ تا ۱۹۸۳ و با استفاده از بازده روزانه بورس اوراق بهادار مادرید و سهام چهل شرکت فعال‌تر مورد بررسی قرار داد. با توجه به‌بازدهی‌های بازار و سهام چهل شرکت، این اثر در بازار سهام اسپانیا مشاهده نشده بود. با توجه به‌نتایج حاصل، فرضیه بازار کارا در بازار سهام اسپانیا را نمی‌توان رد کرد.

وانگ و هو[2] (۱۹۸۶)، اثر پایان هفته را در کشور سنگاپور و درخلال سال‌های ۱۹۷۵ تا ۱۹۸۴ بررسی کردند. آنها نیز تأیید کردند که بازده متوسط در روز دوشنبه کمترین و در روز جمعه بیشترین است.

لاکانیشاک و اسمیت[3] (۱۹۸۸)، تغییرات فصلی شاخص«داو جونز» را در دوره ۱۸۹۷ تا ۱۹۸۶ مطالعه کردند. در بررسی آنها دوره‌های ۱۸۹۷ تا ۱۹۱۵ که قبلاً در مطالعات راجع به‌این موضوع مورد توجه واقع نشده بود، بکار گرفته شد. آنها نیز بازده متوسط منفی در روز دوشنبه را تأیید کردند.

طبق پژوهش برد و ساتکلیف[4] (۱۹۸۸)، بازده متوسط برای بازار سهام انگلستان در روز دوشنبه منفی و برای روزهای چهارشنبه و جمعه نسبت به‌سایر روزهای هفته بیشتر بود. البته، آنها دریافتند که اثر دوشنبه منفی در دهه ۱۹۸۰ به‌تدریج سست شده بود. آنها این اثر را بر مبنای دوره‌های پرداخت توضیح دادند.

1- Santesmases.
2- Wong and Ho.
3- Lakonishok and Smidt.
4- Board and Sutcliffe.

سو و آنگ[1] (۱۹۹۰)، اثر پایان هفته را در بازار سهام سنگاپور طی دوره ۱۹۷۵ تا ۱۹۸۶ تأیید کردند. آنها نشان دادند که نتایج آزمون پارامتریک F و آزمون ناپارامتریک H[2] به‌طور معناداری متفاوت نیستند.

دانلی[3] (۱۹۹۱)، با به‌کارگیری روش‌های ناپارامتریک و با استفاده از اطلاعات روزانه دوره‌های ۱۹۷۵-۱۹۸۸ اثر سه‌شنبه منفی معناداری را در بازار سهام ایرلند مشاهده کرد. او انتظار داشت تا بازدهی‌های متوسط دوشنبه‌ها به‌طور معنادار مثبت باشند اما، بازده متوسط مثبت دوشنبه معنادار نبود. تکرار تحلیل‌ها نشان داده است که علت منفی بودن بازده سه‌شنبه اثر پرداخت نبوده است.

آلکساکس و زنتاکس[4] (۱۹۹۵)، اثر روز هفته را در بازار سهام یونان طی دوره ۱۹۸۵- ۱۹۹۴ و دو زیردوره ۱۹۸۵- ۱۹۸۷ و ۱۹۸۸- ۱۹۹۴ بررسی کردند. آنها با توجه به‌این‌که واریانس وابسته به‌زمان است، از مدل رگرسیون گارچ- ام نمایی[5] در این مطالعه استفاده کردند. بازده متوسط در جمعه‌ها نسبت به‌سایر روزهای هفته بیشتر بود. هر چند، این مسأله در زیردوره نخست واضحتر بود. جالب این‌که بازده متوسط در روزهای دوشنبه، به‌ویژه در زیردوره اول، نامنفی و در روزهای سه‌شنبه منفی بوده است اما در زیردوره دوم، بازده منفی سه‌شنبه به‌تدریج سست شده بود، درحالی‌که بازده منفی دوشنبه در حال شکل‌گیری بود. انحراف معیار در روز دوشنبه نسبت به‌سایر روزهای هفته بیشتر بود. آنها تلاش کردند تا این مسأله را با طبیعت انسان[6] توضیح دهند.

پینا[7] (۱۹۹۵)، الگوهای فصلی سهام را قبل و بعد از اصلاحات[8] بازار سهام اسپانیا، مقایسه کرد. قبل از اصلاحات بازار سهام اسپانیا، ۱۹۸۶- ۱۹۸۹، بازده غیرعادی دوشنبه مثبت یافت شده بود. پس از اصلاحات و از ۱۹۹۰ به‌بعد، اثر

1- Saw and Ong.
2- Kruskal-Wallis.
3- Donnelly.
4- Alexakis and Xanthakis.
5- Exponential GARCH- M or EGARCh-M model.
6- Human nature.
7- Pena.
8- Reform.

روزهای هفته دوباره ظاهر نشد که او دلیل آن را افزایش مؤثر کارایی بازار می‌دانست.

ملز و کوتز[1] (۱۹۹۵)، به‌بررسی اثر روزهای هفته در کشور انگلستان با استفاده از شاخص‌های "فایننشال تایمز"[2] طی دوره ۱۹۸۶- ۱۹۹۲ پرداختند. آنها با استفاده از مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی فرضیه مذکور را آزمون کردند. ملز و کوتز نشان دادند که بازده متوسط در روزهای دوشنبه منفی است و برای سایر روزهای هفته، به‌ویژه چهارشنبه‌ها و جمعه‌ها بازده متوسط مثبت است. درحالی‌که در روز دوشنبه واریانس بازدهی‌ها، به‌میزان کمی، نسبت به‌واریانس بازدهی‌های سایر روزهای هفته بیشتر است.

لوآ[3] (۱۹۹۶)، وجود اثر روزهای هفته را در کشورهای آسیایی حوزه اقیانوس آرام و درخلال سال‌های ۱۹۸۶ تا ۱۹۹۴ تأیید کرد. وی برای بررسی خود، از دو زیردوره چهار ساله نیز استفاده کرد. او نشان داد که این اثر از زیردوره نخست به‌زیردوره دوم سست می‌شود.

کوانتن و وانگ[4] (۱۹۹۸)، اثر پایان هفته را در بازار سهام سنگاپور و در دوره ۱۹۷۵ تا ۱۹۹۴ مورد آزمون قرار دادند. آنها برای تحلیل از دو زیردوره ده ساله نیز استفاده کردند و دریافتند که بازدهی‌های روزانه، چوله به‌راست و کشیده هستند. آنها همچنین مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی را برای آزمون به‌کار بردند و به‌نتایج زیر رسیدند:

الف- بازدهی‌های متوسط در دوشنبه و سه‌شنبه نسبت به‌روزهای چهارشنبه تا جمعه کمتر هستند.

ب- بازدهی‌های متوسط معمولاً طی هفته افزایش می‌یابند.

ج- انحراف معیارها طی هفته معمولاً کاهش می‌یابند. این با قانونی که بازده انتظاری بیشتر باید توأم با ریسک بیشتر باشد تناقض دارد.

1- Mills and Coutts.
2- FT-SE 100, Mid 250, 350.
3- Lau.
4- Kuantan and Wong.

همچنین تحلیل زیردوره‌ها ضعیف‌تر شدن بی‌نظمی‌ها را طی زمان نشان می‌داد.

ملز، سیریوپالز، مارکلز و هیریزنیز[1] (۲۰۰۰)، اثر روزهای هفته را در بورس اوراق بهادار نوظهور آتن در خلال دوره ۱۹۸۶ تا ۱۹۹۷ بررسی کردند. آنها از بازدهی‌های سهام موجود در شاخص عمومی و سهام چند شرکت فعال‌تر در این شاخص استفاده کردند. نتایج حاصل حاکی از آن بود که ضرایب چولگی(مثبت) و کشیدگی(بالا) در جمعه، بیشتر از سایر روزهای هفته است. آنها فرضیه‌های زمان مبادله سهام و زمان تقویمی را با استفاده از مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی آزمون کردند. بازدهی‌های شاخص عمومی، در جمعه بیشتر و در چهارشنبه کمتر نشان داده شد که موجب رد این فرضیه‌ها شد. ولی نتایج شاخص عمومی با آنچه که برای سهام منتخب به‌دست آمده بود سازگار نبود.[2] آنها همچنین اشاره کردند که عوامل متعددی قادرند تا اثر روزهای هفته را شرح دهند که می‌توان مهم‌ترین آنها را به‌شرح زیر خلاصه کرد:

الف- خطاهای تخمین[3]؛ معمولاً برای سهولت محاسبه، اعداد حاصل برای شاخص‌ها را تا چند رقم اعشار گرد می‌کنند.

ب- اثر پرداخت[4]: طی‌مدت مبادله سهام و پرداخت پول سهام، خریداران، از پولی که پرداخت نکرده بودند و در اختیارشان بود، سود می‌برند و از طرفی ممکن بود قیمت سهام افزایش یابد و از این طریق نیز سودی عایدشان شود.

پ- روش برخورد گروه‌های سرمایه‌گذار معین؛ برای مثال ممکن است فروشندگان عمده، خواهان این باشند که سهامشان را در روزهای دوشنبه به‌فروش برسانند.

1- Mills, Siriopoulos, Markellos and Harizanis.

۲- فقط در ۴۲ درصد از سهام منتخب، بازده متوسط در جمعه‌ها بیشتر از سایر روزهای هفته بود. اثر چهارشنبه منفی نیز تنها در ۵ درصد از سهام منتخب مشاهده شد.

3- Measurement errors.

4- Settlement effect.

ت- سرمایه‌گذار تمایل دارد تا انتهای هفته، اعلان[1] خبرهای بد به‌تعویق بیفتد؛ زیرا، طبیعت انسان چنان است که مایل به‌انتشار سریع خبرهای خوب و تأخیر در بیان خبرهای بد است، تا بازار فرصت جذب شوک‌ها تا پایان هفته را داشته باشد.

ث- دلایل روانشناسانه؛ در بررسی‌های صورت‌گرفته، نشان‌داده شد که بیشتر خودکشی‌ها در اوایل هفته (به‌خصوص، روزهای دوشنبه) صورت می‌گیرد.

لوزی[2] (۲۰۰۰)، وجود اثر روزهای هفته را در بازار سهام ایرلند طی دوره ۱۹۷۳ تا ۱۹۸۸ بررسی کرد. در این پژوهش او از مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی برای آزمون داده‌ها استفاده کرد. او نتیجه گرفت که در روزهای دوشنبه و سه‌شنبه، بازده متوسط منفی نیست و این با سایر مطالعات قبلی متفاوت بود. همچنین، بازده متوسط مثبت معنادار در روز چهارشنبه یافت شده بود.

بروکس‌وپرسند[3] (۲۰۰۱)، وجود اثر پایان هفته را برای پنج کشور جنوب‌شرق آسیا در دهه ۱۹۹۰ بررسی کرده و مشاهده کردند که در کره‌جنوبی و فیلیپین هیچ‌گونه شواهد معناداری درخصوص این نوع بی‌نظمی تقویمی وجود ندارد. در تایلند و مالزی اثرات دوشنبه مثبت وسه‌شنبه منفی معنادار، درحالی‌که در تایوان اثر چهارشنبه منفی، معنادار بوده است.

کوتز و شیخ[4] (۲۰۰۲)، وجود اثر پایان هفته را در بورس اوراق بهادار ژوهانسبرگ[5] طی‌دوره ۱۹۸۷ تا ۱۹۹۷ بررسی کردند. آنها برای تحلیل از یک نمونه و سه زیرنمونه با زمان‌های یکسان استفاده کردند. اثر روزهای هفته، تنها در یک زیرنمونه مشاهده شد.

آجایی، مهدین و پری[6] (۲۰۰۴)، اثر روزهای هفته را در ۱۱ بازار نوظهور اروپای‌شرقی، از دهه ۹۰ تا سال ۲۰۰۲، مورد بررسی قرار دادند: بازارهای کشورهای رومانی، روسیه، لهستان، اسلواکی، اسلونی، لیتوانی، استونی، جمهوری

1- Announcement.
2- Lucey.
3- Brooks and Persand.
4- Coutts and Sheikh.
5- Johannesburg Stock Exchange (JSE).
6- Ajayi, Mehdian and Perry.

چک، مجارستان، کرواسی و لاتویا. آنها برای آزمون فرضیه فوق، از مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی استفاده کردند. نتایج تجربی آنها نشان داد که در شش بازار فوق، بازده متوسط سهام در روز دوشنبه منفی است، ولی تنها در بازارهای سهام استونی و لیتوانی این بازدهی‌های منفی معنادار هستند. بعلاوه، بازدهی‌های متوسط دوشنبه در پنج بازار باقی مانده مثبت هستند؛ فقط در روسیه اثر دوشنبه مثبت معنادار بوده است.

مهرآرا و عبدلی[1] (۲۰۰۵) اثر اخبار بر نوسان‌ها در بازار سهام ایران را با استفاده از مدل‌های مختلف آرچ (شامل گارچ، گارچ نمایی، تارچ و گارچ کمانی[2]) و منحنی‌های اثر اخبار مربوطه، شامل روش ناپارامتریک جزیی، براورد و مقایسه کرده‌اند. مدل گارچ نمایی با برازش بهتر، عدم تقارن در داده‌ها را منعکس ساخته است: شوک‌های منفی موجب نوسان‌های بیشتر در مقایسه با شوک‌های مثبت شده است.

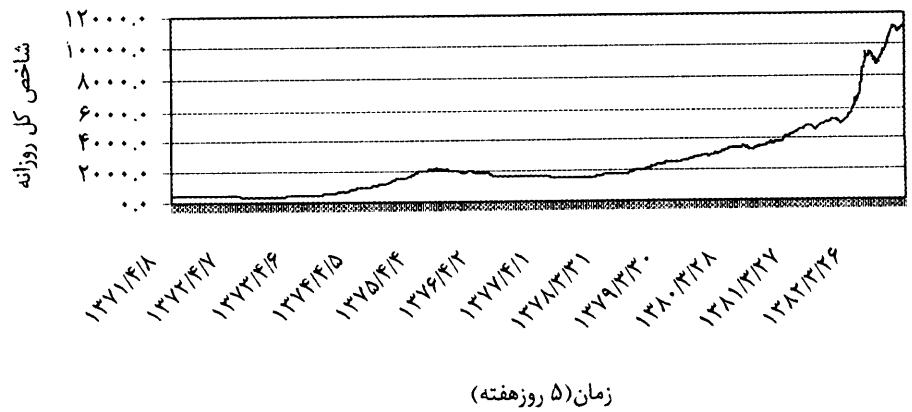
۳- داده‌ها و معرفی مدل‌های خودرگرسیون ناهمسان واریانس شرطی

در این تحقیق از اطلاعات سری‌زمانی روزانه، پنج روز در هفته، استفاده شده است. داده‌ها از آخرین قیمت[3] معامله شده روزانه مربوط به‌شاخص کل و شاخص‌های صنایع در بورس اوراق بهادار تهران به‌دست آمده‌اند. مشاهدات شاخص کل که برای آزمون فرضیه اثر روزهای هفته بکار رفته‌اند، دوره‌ای از ۸ تیر ماه ۱۳۷۱ تا ۲۹ اسفند ماه ۱۳۸۲ را دربرمی‌گیرد. همان‌گونه که در شکل ۱ مشاهده می‌شود، سال ۱۳۸۲ رخدادهای غیرمتداول در بازار سهام ایران وجود داشته است. برای کنترل تغییرات ساختاری، دوره مورد مطالعه به‌تفکیک دو زیردوره نیز مورد آزمون واقع شده است: زیردوره اول شامل ۲۷۹۸ مشاهده از ۸ تیر ۱۳۷۱ تا ۲۹ اسفند ۱۳۸۱ و زیردوره دوم، داده‌های روزانه سال ۱۳۸۲ شامل ۲۶۱ مشاهده است. برای آزمون فرضیه اثرات روزانه شاخص‌های صنایع، از

1- Mehrara and Abdoli.
2- Generalised Quadratic Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GQARCH).
3- Closing Price.

داده‌های ۳ اردیبهشت ماه ۱۳۸۲ تا ۲۹ اسفند ماه ۱۳۸۲ استفاده شده است. روند شاخص‌ها به‌تفکیک سال‌ها در شکل ۲ آمده است.

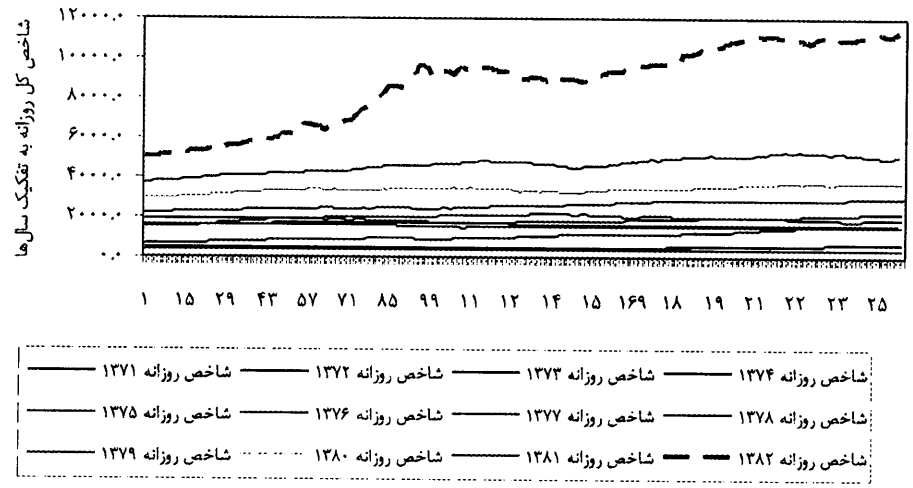
با توجه به‌وجود ناهمسانی واریانس در شاخص‌های سهام، برای تحلیل اطلاعات و اجرای آزمون فرضیه‌های تحقیق از مدل‌های خانواده خودرگرسیون ناهمسان واریانس شرطی[1] یا آرچ[2]، استفاده شده است. این مدل‌های پارامتریکی در شرایط وجود یک بازار پایدار، بهترین عملکرد را از خود ارائه می‌دهند. با آن‌که مدل‌های آرچ برای مدلسازی سری‌های مالی دارای ناهمسانی واریانس شکل گرفته‌اند، ولی معمولاً کارایی آنها در برخورد با پدیده‌های بی‌قاعده، مانند تغییرات شدید در سطوح قیمت بازار و دیگر وقایع به‌شدت غیرمعمول کاهش می‌یابد. بنابراین، باید نتایج مدل‌های خانواده گارچ درصورت وجود شوک‌های شدید در قیمت، با احتیاط تفسیر شود.



نمودار ۱- روند شاخص کل روزانه (۱۳۷۱-۱۳۸۲)

۱- ابونوری(۱۳۸۱ و ۶۹).

2- ARCH=Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.



نمودار ۲- شاخص کل روزانه به‌تفکیک سال‌ها

در این مطالعه، اثر روزهای هفته با این دید که واریانس وابسته به‌زمان است، آزمون می‌شود. بنابراین، از مدل خانواده آرچ[1] استفاده می‌شود. مدل‌های خانواده آرچ، نخستین بار توسط انگل[2] (۱۹۸۲) و شکل تعمیم‌یافته آن توسط بلرسلو[3] (۱۹۸۶) ارائه شده است. استفاده از مدل‌های آرچ متقارن یا استاندارد محدودیت‌هایی به‌همراه دارد که می‌توان آنها را به‌صورت زیر ذکر کرد:

- بلک[4] (۱۹۷۶)، کریستی[5] (۱۹۸۲) و نلسن[6] (۱۹۹۱) شواهدی یافتند که بازدهی‌های جاری سهام با تغییرات آتی نوسان‌های بازدهی‌ها به‌طور منفی همبسته‌اند. برای مثال، نوسان‌ها تمایل دارند تا در واکنش به‌اخبار بد افزایش یابند (بازدهی‌های اضافی کمتر از بازده انتظاری) و در واکنش به‌اخبار خوب کاهش یابند (بازدهی‌های اضافی بیشتر از بازده انتظاری). این رفتار نامتقارن در

1- ARCH.
2- Engle.
3- Bollerslev.
4- Black.
5- Christie.
6- Nelson.

واریانس شرطی به‌اثر اهرمی[1] منسوب است. ولی مدل‌های گارچ متقارن[2] فرض می‌کنند که تنها مقدار، و نه علامت، بازدهی‌های گذشته در تغییر نوسان‌های آینده نقش دارد. البته، برای به‌حساب آوردن این پدیده، انگل و آن جی[3](۱۹۹۳) منحنی تأثیر اخبار نامتقارن[4] را معرفی کردند.

- محدودیت دیگر مدل‌های گارچ، به‌نامنفی بودن قیودشان مربوط می‌شود. این قیود نامنفی به‌این دلیل تحمیل شدند تا تضمین کنند که σ_t^2 در کل دوره t، با احتمال یک، نامنفی باقی می‌ماند.

البته، نلسن (۱۹۹۱) و پگن و اسکورت[5](۱۹۹۰) توانستند با ارائه مدل گارچ- اِم نمایی این محدودیت‌ها را برطرف کنند. مدل گارچ-ام را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$R_t = \sum_{i=1}^{i=5} \beta_i D_{it} + c\sigma_t + \sum_{s=1}^{s=K} b_s R_{t-s} + \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t = z_t \sigma_t \qquad (۱)$$

$$E(z_t)=0,\ z_t \sim \text{i. i. d} \quad , \quad Var(z_t)=1$$

نلسن (۱۹۹۱) واریانس شرطی را به‌صورت تابع نمایی مطرح و با لگاریتم خطی، با عنوان مدل گارچ-ام نمایی معرفی کرد:

$$Ln(\sigma_t^2) = a_t + \sum_{s=1}^{p} a_s g(z_{t-s}) + \sum_{s=1}^{q} \varphi_s Ln(\sigma_{t-s}^2) \qquad (۲)$$

که درآن

$$g(z_t) = \theta z_t + \gamma(|z_t| - E|z_t|) \qquad (۳)$$

شاخص‌های $\{a_t\}_{t=-\infty,\infty}$، $\{a_s\}_{s=1,\infty}$ و $\{\varphi_s\}_{s=1,\infty}$ واقعی، غیرتصادفی و دنباله‌های عددی هستند. $g(z_t)$، شامل θz_t و $\gamma(|z_t| - E|z_t|)$ هست، که

1- Leverage effect.
2- Symmetric.
3- Engle and Ng.
4- Asymmetric.
5- Pagan and Schwert.

میانگین هر یک برابر با صفر است. در فاصله $0 < z_t < \infty$، $g(z_t)$ خطی با شیب $\theta + \gamma$ است و در فاصله $-\infty < z_t \leq 0$، $g(z_t)$ خطی با شیب $\theta - \gamma$ است. بنابراین، $g(z_t)$ به σ_t^2 اجازه می‌دهد تا به‌افزایش و کاهش در قیمت سهام به‌طور نامتقارن واکنش نشان دهد. بنابراین، اگر برای مثال، $\theta < 0$ باشد آن گاه شوک‌های منفی نسبت به‌شوک‌های مثبت، نوسان‌ها را بیشتر افزایش می‌دهند.

در همین راستا، مدل تارچ یا آرچ آستانه‌ای[1] نیز به‌طور جداگانه توسط رابمننجر و زاکوییان[2] (۱۹۹۳)، زاکوییان[3] (۱۹۹۴) و گلوستن، جاگاناتان و رانکل[4] (۱۹۹۳) ارائه شده بود. واریانس شرطی در این مدل به‌صورت زیر مشخص شده است:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \gamma\varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta\sigma_{t-1}^2 \qquad (۴)$$

$\varepsilon_{t-1} = 0$ یک آستانه است و تأثیر شوک‌های بزرگ‌تر از آستانه یا اخبار خوب ($\varepsilon_{t-1} \geq 0$) بر واریانس شرطی نسبت به‌شوک‌های کوچک‌تر از آستانه یا اخبار بد، متفاوت است. اگر $\varepsilon_{t-1} < 0$ باشد، $d_{t-1} = 1$ است و در غیراین‌صورت $d_{t-1} = 0$ است. اخبار بد دارای اثر $\alpha+\gamma$ است، درصورتی‌که اخبار خوب دارای اثر α است. اگر $\gamma > 0$ باشد، شوک‌های منفی روی نوسان‌ها، نسبت به‌شوک‌های مثبت تأثیر بیشتری خواهند داشت.

در این مدل‌ها، R_t لگاریتم بازدهی‌های روزانه[5] شاخص کل یا شاخص‌های صنایع است:

$$R_t = \mathrm{Ln}\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100 \qquad (۵)$$

که در آن P_t سطح شاخص قیمت سهام در پایان دوره t است. D_{it} یک متغیر مجازی است که برای روز i مقدار یک و برای سایر روزهای هفته، مقدار صفر را

1- Threshold ARCH.
2- RabemananJara and Zakoian.
3- Zakoian.
4- Glosten, Jaganathan and Runkle.
5- Daily Logarithmic Returns.

اختیار می‌کند ($i=1,2,...,5$ به‌شنبه تا چهارشنبه مربوط است)، β_i بازده متوسط در روز i است.

۴- براورد الگو و آزمون اثرات روزهای هفته

برای بررسی «اثرات-آرچ»[1] ابتدا آزمون ARCH-LM اجرا شده است. نتایج حاصل از آزمون‌ها با وقفه‌های مختلف (یک، دو، سه، ...) مبین وجود آرچ در داده‌های سری‌های زمانی مورد استفاده بوده است. پوشش یا برازش مدل EGARCH-M بر داده‌های سری زمانی روزانه در دوره ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۲ با توجه به‌آماره F معنادار نبوده است. بهترین مدل منطبق بر اطلاعات مذکور مدل آرچ-ام نمایی(۳)، بوده که نتایج پیوست شده است: بر اساس مدل براورد شده، اثر شنبه و چهارشنبه منفی بوده است. با اجرای آزمون والد معلوم شد که‌اندازه این دو اثر (اثرات منفی شنبه و چهارشنبه) باهم برابرند. مدل‌های خانواده آرچ در برخورد با پدیده‌ها و تغییرات بی‌قاعده باز می‌مانند. در این حالت، نتایج حاصل، ممکن است قابل‌اطمینان نباشند. بنابراین، دوره مورد مطالعه با عنایت به‌روند بازار در شکل ۱ به‌دو زیر دوره تفکیک شده است تا تغییرات شدید در قیمت بازار، طی سال ۱۳۸۲ کنترل شود. مدل زیر دوره اول، گارچ نمایی(۱و۱)[2] و مدل زیر دوره دوم آرچ-ام نمایی(۲)[3] براورد شده است. نتایج حاصل از این مدل‌ها پیوست شده است: گرچه در دوره ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۱ بازده متوسط سه‌شنبه منفی بوده است، در زیر دوره دوم، بازدهی‌های متوسط روزهای شنبه، یکشنبه و دوشنبه به‌طور معناداری منفی بوده است: اثر منفی[4] یکشنبه بزرگ‌ترین مقدار بوده است. نتایج حاصل از براورد مدل‌ها در جدول ۱ خلاصه شده است.

1- ARCH-effect.
2- GARCH-M(1,1)
3- EARCH-M(2)
4- TARCH(1)

جدول ۱- براورد اثر روزهای هفته

روز هفته	دوره: ۱۳۷۱- ۱۳۸۲			دوره: ۱۳۷۱- ۱۳۸۱			دوره: ۱۳۸۲		
	Coefficient	z-Statistic	Prob.	Coefficient	z-Statistic	Prob.	Coefficient	z-Statistic	Prob.
σ_t	0. 338246	5. 477849	0. 000	0. 209325	5. 775918	0. 000	0. 923090	3. 752443	0. 000
D1	-0. 061741	-2. 77145	0. 006	0. 001682	0. 127029	0. 899	-0. 361062	-1. 95582	0. 050
D2	-0. 020150	-0. 87497	0. 382	-0. 015703	-1. 14279	0. 253	-0. 476101	-2. 80441	0. 005
D3	0. 005865	0. 255147	0. 799	0. 007339	0. 587637	0. 557	-0. 407301	-2. 34738	0. 019
D4	-0. 041640	-1. 77212	0. 076	-0. 027982	-1. 94604	0. 052	-0. 320067	-1. 88038	0. 060
D5	-0. 055723	-2. 30442	0. 021	-0. 009791	-0. 62677	0. 531	-0. 200292	-1. 22479	0. 221
AR(1)	0. 382531	25. 50179	0. 000	-	-	-	-	-	-

منبع: براساس اطلاعات سری زمانی روزانه به‌وسیله نرم‌افزار ایویوز براورد شده است.

برای تجزیه و تحلیل اثرات روزهای هفته بر شاخص سهام، مناسبترین مدل‌های خانواده بر بازده سهام به‌تفکیک صنایع براورد و نتایج در جدول۲ نشان داده شده است. برای مثال، همان‌گونه که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، در صنعت استخراج معدن مدل گارچ (۱و۲) مبین اثر معنادار چهارشنبه است؛ در صنعت چوب و کاغذ، فرضیه اثر روزهای هفته با مدل آرچ آستانه‌ای (۱) یا تارچ(۱) آزمون شده است. در این شاخص، بازده متوسط روزهای شنبه، دوشنبه و چهارشنبه به‌طور معنادار مثبت است، ولی به‌طور معنادار، بازده متوسط در هیچ روزی منفی نبوده است. با کمک آزمون والد نشان داده شده است که اثر چهارشنبه مثبت، بزرگ‌تر از دو اثر مثبت دیگر است.

به‌همین ترتیب، نتایج حاصل از مدل آرچ-ام نمایی(۱) حاکی از اثرات منفی روزهای دوشنبه، سه‌شنبه و چهارشنبه بر بازده سهام کشاورزی بوده است. در این میان اثر منفی چهارشنبه بیشتر از اثر منفی روزهای دوشنبه و سه‌شنبه بوده است. نوع مدل مبین حساسیت (متقارن یا نامتقارن بودن) سهام در واکنش به‌اخبار خوب و بد نیز است. مثلاً مدل آرچ-ام نمایی، گارچ-ام نمایی یا تارچ مدل‌های نامتقارن هستند. اجرای آزمون ARCH-LM در موارد فوق کفایت مدل‌های حاصل را تأیید کرده است.

جدول ۲- نتایج حاصل از براورد الگوی روزهای هفته به‌تفکیک شاخص‌های صنایع[۱]

شاخص صنایع	بازده(های) متوسط مثبت معنادار	بازده(های) متوسط منفی معنادار	روش برآورد	آزمون والد
استخراج معدن	NA	چهارشنبه	GARCH(1،2)	-
چوب و کاغذ	شنبه، دوشنبه، چهارشنبه	NA	TARCH(1)	H_0 رد می‌شود و چهارشنبه بزرگ‌ترین است.
کاغذ و محصولات	NA	NA	EGARCH-M(1،1)	-
چاپ و نشر	NA	NA	EGARCH-M(2،2)	-
نساجی	یکشنبه	NA	LS	-
محصولات غذایی	NA	NA	EGARCH-M(1،1)	-
فلزات اساسی	دوشنبه، چهارشنبه	یکشنبه	EGARCH(1،1)	H_0 پذیرفته می‌شود و بازده دوشنبه و چهارشنبه باهم برابر است.
کانی غیرفلزی	چهارشنبه	یکشنبه، سه‌شنبه	GARCH(1،1)	H_0 پذیرفته می‌شود و بازده یکشنبه و سه‌شنبه باهم برابر است.
محصولات فلزی	شنبه، یکشنبه، دوشنبه، چهارشنبه	سه‌شنبه	EGARCH-M(1،3)	H_0 رد می‌شود و چهارشنبه بزرگ‌ترین است.
فراورده‌های نفتی	NA	NA	EGARCH-M(1،1)	-
لاستیک و پلاستیک	NA	NA	EGARCH-M(2،1)	-
کانه‌های فلزی	NA	یکشنبه	EGARCH-M(2،1)	-
ماشین‌آلات و تجهیزات	NA	یکشنبه	GARCH-M(1،1)	-
مواد شیمیایی	NA	NA	ARCH-M(2)	-
کشاورزی	NA	دوشنبه، سه‌شنبه، چهارشنبه	EARCH-M(1)	H_0 رد می‌شود و چهارشنبه بزرگ‌ترین است.

منبع: براساس اطلاعات سری زمانی روزانه به‌وسیله نرم‌افزار ایویوز براورد شده است.

۵- نتیجه‌گیری

هدف از این مطالعه بررسی وجود اثر روزهای هفته بر بازده شاخص‌های قیمت سهام ایران بوده است. با توجه به‌وجود ناهمسانی واریانس در مدل‌های بعضی از متغیرها به‌ویژه در بازار سهام، از مدل‌های خانواده آرچ (ناهمسان واریانس شرطی) به‌صورت متقارن یا نامتقارن استفاده شده است. نتایج حاصل از مدل

۱- سطح معنا در تمام حالت‌ها ۵ درصد در نظر گرفته شده است.

آرچ-ام نمایی حاکی از اثر منفی معنادار روزهای شنبه و چهارشنبه در دوره ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۲ بوده است. برای کنترل تغییر شدید ایجاد شده در شیب شاخص سهام در اوایل سال ۱۳۸۲ در مقایسه با دوره ۱۳۷۱ تا۱۳۸۱ ، اثر روزهای هفته در شاخص کل، به‌دوره رونق ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۱ و دوره پررونق ۱۳۸۲ تفکیک شده است: در دوره رونق مدل گارچ نمایی مبین اثر منفی معنادار سه‌شنبه بوده است، در حالی‌که در دوره پررونق ۱۳۸۲ مدل آرچ-ام نمایی حاکی از اثرات منفی روزهای اوایل هفته (شنبه، یکشنبه و دوشنبه) بوده است. برای تجزیه و تحلیل بیشتر، اثرات روزهای هفته بر بازده سهام، به‌تفکیک صنایع آزمون و ارزیابی شده است: نتایج مربوط به‌وجود اثر مثبت معنادار روزهای هفته در صنعت چوب و کاغذ و صنعت نساجی؛ منفی معنادار در صنایع استخراج معدن، کانه‌های فلزی، ماشین‌آلات و تجهیزات و کشاورزی؛ آثار معنادار مثبت و منفی در صنایع کانی غیرفلزی، فلزات اساسی و محصولات فلزی بوده است. درمقابل، هیچ‌گونه اثر روزانه معنادار در صنایع دیگر (کاغذ و محصولات، چاپ و نشر، محصولات غذایی، فراورده‌های نفتی، لاستیک و پلاستیک، و مواد شیمیایی) مشاهده نشده است. بنابراین، در مجموع با تشخیص اثرات معنادار روزهای هفته و به‌کارگیری آن در تصمیمات سرمایه‌گذاری، امکان کسب بازدهی‌های ناشی از تحلیل اطلاعات در بازار اوراق بهادار ایران وجود داشته که با فرضیه بازار کارا مغایرت دارد.

فهرست منابع

۱- ابونوری اسمعیل، (۱۳۸۱)، ترجمه، *مدل‌سازی تجربی در اقتصاد*، انتشارات دانشگاه مازندران.

2- Ajayi, R. A., Mehdian, S. and Perry, M. J., (2004), "The day-of-the-week effect in stock returns: Further evidence from Eastern European emerging markets, Emerging markets Finance and Trade", 40(4), 53-62.

3- Alexakis, P. and Xanthakis, M., (1995), "Day of the week effect on the Greek stock market", *Applied Financial Economics*, 5, 43-50.

4- Black, F., (1976), "Studies of Stock Market Volatility Changes", 1976 Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, 177-81.

5- Board, J. and Sutcliffe, C., (1988), "The weekend effect in UK stock market returns", *Journal of Business, Finance and Accounting*, 15, 199-213.
6- Bollerslev, T., (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
7- Brooks, C. and Persand, G., (2001), "Seasonality in Southeast Asian stock markets: some new evidence on day-of-the-week effects", *Applied Economics Letters*, 8, 155-8.
8- Christie, A. A., (1982), "The stochastic behavior of common stock variances: value leverage and interest rate effects", *Journal of Financial Economics*, 10, 407-32.
9- Coursey, D. L. and Dyl, E. A., (1986), "Price effects of trading interruptions in an experimental market", University of Wyoming working paper.
10- Coutts, J. A. and Sheikh, M. A., (2002), "The anomalies that aren't there: the weekend, January and pre-holiday effects on the all gold index on the Johannesburg stock exchange 1987-1997", *Applied Financial Economics*, 12, 863-71.
11- Cross, F., (1973), "The behavior of stock prices on Fridays and Mondays", *Financial Analysts Journal*, 29, 67-69.
12- Donnelly, R., (1991), "Seasonality in the Irish stock market", *Irish Business and Admininstrative Research*, 12, 39-51.
13- Engle, R. F., (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation", *Econometrica*, 50, 987-1008.
14- Engle, R. F. and Ng, V. K., (1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", *Journal of Finance*, 48, 1022-82.
15- Fama, E. F., (1965), "The behavior of stock market prices", *Journal of Business*, 38, 34-105.
16- Fields, M., (1931), "stock prices: a problem in verification", *Journal of Business*, October, 415-18.
17- French, K. R., (1980), "Stock returns and the weekend effect", *Journal of Financial Economics*, 8, 55-69.
18- Gibbons, M. R. and Hess, P., (1981), "Day of the week effects and asset returns", *Journal of Business*, 54, 579-96.
19- Glosten, L. R., Jagannathan, R. and Runkle, D., (1993), "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks", *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.
20- Jaffe, J. F. and Westerfield, R., (1985a), "The weekend effect in common stock returns: The international evidence", *Journal of Finance*, 40, 433-54.
21- Jaffe, J. F. and Westerfield, R.,(1985),P"tterns in Japanese common

stock returns: Day of the week and turn of the year effects" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20, 261-72.

22- Keim, D. B. and Stamaugh, R. F.,(1984), "further investigation of the weekend effect in stock returns" *Journal of Finance*, 39, 819-34.

23- Kuantan, R. S. and Wong, N. T.,(1998), "The diminishing calendar anomalies in the stock exchange of Singapore", *Applied Financial Economics*, 8, 119-125.

24- Lakonishok, J. and Levi, M., (1982), "Weekend effects on stock returns: a note", *Journal of Finance*, 37, 883-90.

25- Lakonishok, J. and Smidt, S., (1988), "Are seasonal anomalies real? A ninety year perspective", *Journal of Financial Studies*, 1, 403-25.

26- Lau, M. L., (1996), "The diminishing day-of-the-week effect in Asia Pacific countries", *Journal of Banking and Finance*, 19, 199-210.

27- Lucey, B. M., (2000), "Anomalous daily seasonality in Ireland?", *Applied Economics Letters*, 7, 637-40.

28- Mehrara, M. and G. Abdoli, (2005), "Modeling the Impact of News on Volatility: the Case of Iran", *Iranian Economic Review* (IER), 10 (13), 65-83.

29- Mills, T. C. and Coutts, J. A., (1995), "Calendar effects in the London Stock Exchange FT- SE indices", *The European Journal of Finance*, 1, 79 -93.

30- Mills, T. C., Siriopoulos, C., Markellos, R. N. and Harizanis, D., (2000), "Seasonality in the Athens stock exchange", *Applied Financial Economics*, 10, 137-142.

31- Nelson, D. B., (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, 59(2), 347-370.

32- Pena, J., (1995), "Daily seasonality and stock market reforms in Spain", *Applied Financial Economics*, 5, 419-23.

33- Pagan, A. and Schwert, G., (1990), "Alternative models for common stock volatility", *Journal of Econometrics*, 45, 267-90.

34- Rogalski, R., (1984), "New finding regarding day of the week returns over trading and non-trading periods: a note", *Journal of Finance*, 39, 1603-14.

35- RabemananJara, R. and Zakoian, J. M., (1993), "Threshold ARCH models and asymmetries in volatility", *Journal of Applied Econometrics*, 8, 31-49.

36- Santesmases, M., (1986), "An investigation of the Spanish stock market seasonalities", *Journal of Business Finance & Accounting*, 13(2), 267-76.

37- Saw, S. H. and Ong, C. S., (1990), "Seasonal pattern of stock returns in Singapore", *SES Journal*, September, 4-8.

38- Smirlock, M. and Starks, L., (1986), "Day of the week and intraday

effects in stock returns", *Journal of Financial Economics*, 17, 197-210.
39- Wong, K. A. and Ho, H. D., (1986), "The weekend effect on stock returns in Singapore, Hong Kong", *Journal of Business Management*, 4, 31-50.
40- Zakoian, J. M., (1994), "Threshold heteroskedastic models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, 931-55.

پیوست نتایج کامپیوتری

برای اجرای آزمون ARCH-LM از بازده روزانه سهام (RT) به‌عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. همان‌گونه که در جدول پ۱ دیده می‌شود، بازده روزانه سهام (RT)، دارای اثر آرچ است.

جدول پ۱- نتایج حاصل از آزمون ARCH-LM شاخص کل روزانه در دوره ۱۳۷۰-۱۳۸۲

ARCH Test :				
F-statistic	42. 82789	Probability		0. 000000
Obs*R-squared	200. 4680	Probability		0. 000000
Test Equation :				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 12/31/05 Time: 20: 57				
Sample(adjusted): 6 3057				
Included observations: 3052 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob .
C	0. 117536	0. 017409	6. 751508	0. 0000
RESID^2(-1)	0. 111363	0. 018107	6. 150444	0. 0000
RESID^2(-2)	0. 131522	0. 018070	7. 278515	0. 0000
RESID^2(-3)	0. 004650	0. 018227	0. 255120	0. 7986
RESID^2(-4)	0. 128401	0. 018070	7. 105768	0. 0000
RESID^2(-5)	0. 047057	0. 018107	2. 598797	0. 0094
R-squared	0. 065684	Mean dependent var		0. 203177
Adjusted R-squared	0. 064150	S. D. dependent var		0. 926074
S. E. of regression	0. 895878	Akaike info criterion		2. 619939
Sum squared resid	2444. 712	Schwarz criterion		2. 631781
Log likelihood	-3992. 027	F-statistic		42. 82789
Durbin-Watson stat	2. 008851	Prob(F-statistic)		0. 000000

منبع: براساس اطلاعات سری زمانی روزانه به‌وسیله نرم‌افزار ایویوز براورد شده است.

همان‌گونه که در جدول پ۲ مشاهده می‌شود، متغیر وابسته بازده روزانه سهام(RT)، تعداد مشاهدات کل دوره ۳۰۵۶ بوده است. مدل آرچ-ام نمایی(۱) براورد شده در سطح معنای بسیار کم (سطح معنای متناظر با آماره F) معنادار است.

جدول پ۲- نتایج حاصل از براورد الگوی روزانه شاخص کل در دوره ۱۳۷۰-۱۳۸۲

Dependent Variable: RT
Method: ML - ARCH
Date: 04/25/05 Time: 17: 07
Sample(adjusted): 2 3057
Included observations: 3056 after adjusting endpoints
Convergence not achieved after 100 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob .
SQR(GARCH)	0. 338246	0. 061748	5. 477849	0. 0000
D1	-0. 061741	0. 022278	-2. 771448	0. 0056
D2	-0. 020150	0. 023030	-0. 874966	0. 3816
D3	0. 005865	0. 022985	0. 255147	0. 7986
D4	-0. 041640	0. 023497	-1. 772124	0. 0764
D5	-0. 055723	0. 024181	-2. 304417	0. 0212
AR(1)	0. 382531	0. 015000	25. 50179	0. 0000
Variance Equation				
C	-2. 796272	0. 023375	-119. 6289	0. 0000
|RES|/SQR[GARCH](1)	0. 424590	0. 022940	18. 50870	0. 0000
RES/SQR[GARCH](1)	-0. 015593	0. 017268	-0. 902999	0. 3665
|RES|/SQR[GARCH](2)	0. 496136	0. 013689	36. 24279	0. 0000
RES/SQR[GARCH](2)	-0. 085620	0. 013516	-6. 334677	0. 0000
|RES|/SQR[GARCH](3)	0. 398628	0. 018019	22. 12245	0. 0000
RES/SQR[GARCH](3)	0. 161594	0. 012033	13. 42965	0. 0000
R-squared	0. 057148	Mean dependent var		0. 103240
Adjusted R-squared	0. 053119	S. D. dependent var		0. 450545
S. E. of regression	0. 438416	Akaike info criterion		0. 849280
Sum squared resid	584. 6982	Schwarz criterion		0. 876881
Log likelihood	-1283. 701	F-statistic		14. 18319
Durbin-Watson stat	2. 289111	Prob(F-statistic)		0. 000000
Inverted AR Roots	0. 38			

منبع: براساس اطلاعات سری زمانی روزانه به‌وسیله نرم‌افزار ایویوز براورد شده است.

همان‌گونه که در جدول پ۳ و پ۴ مشاهده می‌شود، متغیر وابسته بازده روزانه سهام (R_t)، تعداد مشاهدات در دوره اول ۲۷۹۷ و در دوره دوم ۲۶۰ بوده است. مدل گارچ نمایی(۱) براورد شده در سطح معنای بسیار کم (سطح معنای متناظر با آماره F) معنادار است.

جدول پ۳- نتایج حاصل از براورد الگوی روزانه شاخص کل در زیردوره اول بازار

Dependent Variable: RT Method: ML - ARCH Date: 04/18/05 Time: 12: 48 Sample: 1 2797 Included observations: 2797 Convergence achieved after 35 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob .
SQR(GARCH)	0. 209325	0. 036241	5. 775918	0. 0000
D1	0. 001682	0. 013241	0. 127029	0. 8989
D2	-0. 015703	0. 013740	-1. 142795	0. 2531
D3	0. 007339	0. 012488	0. 587637	0. 5568
D4	-0. 027982	0. 014379	-1. 946044	0. 0516
D5	-0. 009791	0. 015621	-0. 626772	0. 5308
Variance Equation				
C	0. 005121	0. 000223	22. 94804	0. 0000
ARCH(1)	0. 277902	0. 010579	26. 26936	0. 0000
GARCH(1)	0. 763107	0. 005922	128. 8503	0. 0000
R-squared	0. 012616	Mean dependent variance		0. 083947
Adjusted R-squared	0. 009783	S. D. dependent variance		0. 384271
S. E. of regression	0. 382387	Akaike info criterion		0. 615125
Sum squared resid	407. 6603	Schwarz criterion		0. 634227
Log likelihood	-851. 2527	F-statistic		4. 453020
Durbin-Watson stat	1. 438777	Prob(F-statistic)		0. 000022

منبع: براساس اطلاعات سری زمانی روزانه به‌وسیله نرم‌افزار ایویوز براورد شده است.

جدول پ۴- نتایج حاصل از براورد الگوی روزانه شاخص کل در زیردوره دوم بازار

Dependent Variable: RT Method: ML - ARCH Date: 04/20/05 Time: 06: 42 Sample: 1 260 Included observations: 260 Convergence not achieved after 100 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob .
SQR(GARCH)	0. 923090	0. 245997	3. 752443	0. 0002
D1	-0. 361062	0. 184609	-1. 955821	0. 0505
D2	-0. 476101	0. 169769	-2. 804407	0. 0050
D3	-0. 407301	0. 173514	-2. 347376	0. 0189
D4	-0. 320067	0. 170215	-1. 880376	0. 0601
D5	-0. 200292	0. 163532	-1. 224792	0. 2207
Variance Equation				
C	-1. 684569	0. 142488	-11. 82256	0. 0000
|RES|/SQR[GARCH](1)	0. 495577	0. 100196	4. 946064	0. 0000
RES/SQR[GARCH](1)	0. 338785	0. 063588	5. 327825	0. 0000
|RES|/SQR[GARCH](2)	0. 708105	0. 099431	7. 121564	0. 0000
RES/SQR[GARCH](2)	0. 049271	0. 080784	0. 609909	0. 5419
R-squared	-0. 014027	Mean dependent variance		0. 310000
Adjusted R-squared	-0. 054751	S. D. dependent variance		0. 868038
S. E. of regression	0. 891485	Akaike info criterion		2. 147654
Sum squared resid	197. 8914	Schwarz criterion		2. 298298
Log likelihood	-268. 1950	Durbin-Watson stat		1. 873940

منبع: براساس اطلاعات سری زمانی روزانه به‌وسیله نرم‌افزار ایویوز براورد شده است.