راهبرد مدیریت مالی

سال دوم، شماره ۵

تابستان ۱۳۹۳

صص ۵۷-۳۹

دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی

دانشگاه الزهرا (س)

تاریخ دریافت: ۹۳/۰۱/۰۹

تاریخ تصویب: ۹۳/۰۴/۰۴

بررسی اثر بی‌قاعدگی آب‌وهوا و آلودگی هوا بر بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران

رضا راعی[۱]، میثم محمودی‌آذر [۲*] و امیرمحسن گرجی[۳]

چکیده

بی‌قاعدگی آب‌وهوا[۴] یکی از بی‌قاعدگی‌هایی[۵] است که در ادبیات دانش مالی رفتاری[۶] مورد توجه محققان قرارگرفته است. در این پژوهش تلاش کردیم، به کمک مدل‌های اقتصادسنجی با فرایند گارچ[۷] رابطهٔ میان بازدهی بورس اوراق بهادار و متغیرهای آب‌وهوایی شامل دمای هوا، میزان پوشش ابر، سرعت وزش باد و میزان دید در تهران را بررسی کنیم. همچنین، با توجه به شرایط خاص و گاهی بحرانی شهر تهران ازنظر آلودگی هوا، سعی شد تا رابطهٔ آلودگی هوا و بازده بازار بورس اوراق بهادار تهران نیز آزمون شود. از این بررسی سه نتیجهٔ مهم به‌دست‌آمد: الف. به‌طورکلی عوامل آب‌وهوایی و آلودگی هوا تأثیر معناداری بر بازدهی بازار بورس اوراق بهادار تهران ندارند. ب. استفاده از متغیرهای آب‌وهوا و آلودگی هوا به مدل‌سازی فرایند گارچ در معادلهٔ واریانس شرطی[۸] کمک می‌کند. ج. اثری از نامتقارنی[۹] (اثر اهرمی[۱۰]) در مدل واریانس شرطی دیده نشد. بنابراین، تخمین مدل جی جِی آر-گارچ[۱۱] کمکی به تفسیر بهتر داده‌ها نکرد.

واژه‌های کلیدی: آب‌وهوا، آلودگی هوا، بازده بازار سهام، بی‌قاعدگی، گارچ.

طبقه‌بندی موضوعی: C58، G02،G03، Q53، Q54

---

[۱]. دانشیار، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، ایران.

[۲]. دانشجوی دکترا مدیریت مالی، دانشگاه تهران، ایران Mahmoudiazar@ut.ac.ir.

[۳]. دانشجوی دکترا مدیریت مالی، دانشگاه تهران، ایران.

4. Weather anomaly
5. Anomaly
6. Behavioral finance
7. GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)
8. Conditional variance
9. Asymmetry
10. Leverage effect
11. GJR-Garch

۱. مقدمه

مدت‌هاست که روان‌شناسان به تأثیر شرایط آب‌وهوایی (جوّی) بر روحیه، خلق‌وخوی و حالات افراد پی برده‌اند. ازجملهٔ این مطالعات، بررسی جامع *هاوارث و هافمن*[1] (۱۹۸۴) درزمینهٔ تأثیرات تعداد زیادی متغیرهای آب‌وهوایی بود که نشان داد متغیرهای دما، میزان رطوبت و نور خورشید بیشترین تأثیر را بر خلق‌وخوی انسان‌ها دارد. آن‌ها پی بردند، این سه عامل جوّی بر تمرکز افراد نیز آثار مهمی دارد و در شرایط دمای پایین بین ۸- تا ۲۸- درجه سانتی‌گراد، حالات پرخاشگرانه افراد افزایش می‌یابد. برخی از محققان نیز نشان دادند، میزان عملکرد افراد در دماهای بسیار بالا (پایین) کاهش می‌یابد (فیشر و آلن[2]، ۱۹۷۸؛ ویندهام[3]، ۱۹۶۹).افزون‌براین، *وینـدهام* در بررسی‌های خود به تغییرات رفتاری در قالب پرخاشگری و بی‌تفاوتی تحت شرایط گرمای بیش‌ازحد پی برد. *واتسن*[4] نیز در بررسی‌های خود نشان داد، خلق‌وخوی انسان‌ها متأثر از شرایط محیطی، ازجمله شرایط آب و هوایی است (واتسن، ۲۰۰۰). مطالعه‌ای که در سال ۲۰۰۸م. در دانشگاه ویرجینیا[5] بر روی تعدادی از بیماران سرپایی دارای اختلالات روانی دوقطبی[6] انجام شد، نشان داد که حالات روانی این بیماران به‌طور فراوانی با تغییرات دما متناسب است. به‌طورکلی، پژوهشگران این پژوهش به این نتیجه رسیدند که تغییر خلق‌وخوی این افراد ممکن است به دما و تغییر شرایط آب و هوایی مربوط باشد. شرایط گوناگون وضع هوا بر روحیه افراد اثر مستقیم می‌گذارد و عکس‌العمل‌های متفاوتی در پی دارد؛ برای‌مثال، ما در روزهای آفتابی و روشن شاداب‌تر و امیدوارتر از روزهای تیره و ابری هستیم (فوکس[7]، ۲۰۰۸). نور آفتاب سبب افزایش ترشح سروتونین[8] در بدن می‌شود. سروتونین مادهٔ شیمیایی است که در ایجاد احساس خشنودی و آرامش در افراد نقش بسیار مهمی دارد. به همین سبب تعداد افراد مبتلا به افسردگی در کشورهایی، مانند نروژ که در فصل زمستان روزهای بسیار کوتاه و شب‌های بسیار طولانی دارد، به‌مراتب بیشتر از دیگر کشورهای اروپایی است (ساینس دیلی[9]، ۲۰۱۱).

علم روان‌شناسی دربارهٔ تأثیر خلق‌وخوی افراد بر فرایند تصمیم‌گیری آنان مطالعات فراوانی دارد. افرادی که روحیهٔ شاد دارند، تصمیم‌های خوش‌بینانه‌تری می‌گیرند (هیرشلیفر و شاموی[10]،

---

1. Howarth and Hoffman
2. Fischer and Allen
3. Wyndham
4. Watson
5. University of Virginia
6. Bipolar Disorder
7. Focus
8. Serotonin
9. Science Daily
10. Hirshleifer and Shumway

۲۰۰۳). برای مثال، خبرنگار یا ویراستار خبری تحت تأثیر یک روز آفتابی و مطلوب ممکن است تمایل بیشتری برای نشر اخبار مثبت از خود نشان دهند یا مدیر بانکی به دلیل احساس خوشایند ناشی از آب‌وهوای مطلوب تمایل بیشتری برای موافقت با اعطای وام و تسهیلات به مشتریان از خود نشان دهد (ساندرز[1]، ۱۹۹۳).

تصمیم‌گیری‌های انتزاعی افرادی که دربارهٔ موضوعی خاص اطلاعات دقیقی ندارند، تا حد زیادی متأثر از حالات روحی آنان است. مطالعات متعددی نشان داده است که افراد در حالت روحی شاداب‌تر از الگوهای ابتکاری ساده‌تری برای کمک به فرایند تصمیم‌گیری خود بهره می‌برند. در مقابل، افراد در حالات روحی ناخوشایند در تصمیم‌گیری‌های خود به فعالیت‌های تحلیلی جزئی متمایل می‌شوند. چگونگی شکل‌گیری انتظارات افراد از آینده و ارزیابی آنان از ریسک، تحت تأثیر احساسات آن‌ها قرار دارد (هرشلیفر و شاموی، ۲۰۰۳).

اگر شرایط آب و هوایی بتواند بر خلق‌وخوی افراد تأثیر بگذارد، پس می‌تواند بر ریسک‌گریزی و ارزیابی ریسک سرمایه‌گذاران نیز مؤثر باشد که این نیز به‌نوبهٔ خود رفتار سرمایه‌گذاری آنان را تحت تأثیر قرار خواهد داد (کائو و وی[2]، ۲۰۰۵).

بر اساس همین یافته‌ها چندی است که تئوری مالی رفتاری به بررسی بی‌قاعدگی‌های آب و هوایی (جوّی) در بازارهای مالی پرداخته است. وجود آثار جوّی بر بازارهای مالی اعتبار فرضیه بازار کارا[3] را خدشه‌دار می‌کند (یونگ و کانگ[4]، ۲۰۰۹). فرضیه‌ای که بیان می‌کند مجموعه بازار سهام در دریافت و پردازش اطلاعات ورودی به‌طور معقول عمل می‌کند و اطلاعات، بی‌درنگ پس از رسیدن به بازار و بدون تمایل و گرایش[5] (تورش) خاص در قیمت اوراق بهادار منعکس می‌شود (اسلامی بیدگلی، ۱۳۸۷).

با توجه به موارد مطرح‌شده در ادبیات پژوهش می‌توان استدلال کرد که نتایج این پژوهش می‌تواند در رد یا تأیید فرضیه بازار کارا از جهت تأثیر آب‌وهوا و آلودگی هوا بر بازده شاخص تأثیرگذار باشد و بدین طریق بر دانش موجود بیفزاید. نکتهٔ دیگری که باید بر آن تأکید کرد، نقش این پژوهش بر فرایند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران، چه سرمایه‌گذاران فردی و چه نهادی در بازار بورس اوراق بهادار تهران است. واردکردن اطلاعات مربوط به تغییرات آب‌وهوا و آلودگی هوا در تصمیم‌های خریدوفروش و استراتژی‌های معاملاتی سرمایه‌گذاران ضرورت دیگری است که بر این پژوهش تأکید می‌کند.

---

1. Sunders
2. Cao and Wei
3. Efficient Market Hypothesis (EMH)
4. Yoon and Kang
5. Bias

۲. ادبیات و پیشینهٔ پژوهش

یکی از معروف‌ترین و ابتدایی‌ترین پژوهش‌هایی که درزمینهٔ مطالعه بی‌قاعدگی آب‌وهوا در بازارهای مالی انجام‌گرفته است، مطالعهٔ *ساندرز* در سال ۱۹۹۳م. است. وی تأثیر سامانمند آب‌وهوای محلی بر قیمت سهام در بازار نیویورک را بررسی کرد. متغیرهایی که او در این تحقیق بررسی کرد، عبارت بودند از: سرعت وزش باد، دمای هوا، پوشش ابر[1]، رطوبت، میزان تابش آفتاب و میزان بارندگی (همچنین وی داده‌های مربوط به شاخص *داوجونز*[2] از سال ۱۹۲۷ تا ۱۹۸۹ و داده‌های مربوط به شاخص‌های *آمکس*[3] و *نایسی*[4] بین سال‌های ۱۹۶۲ تا ۱۹۸۹ را برای بررسی گردآوری کرد). ساندرز با استناد به مطالعات *هاوارث و هافمن* بیان می‌کند که اثر متغیرهای سرعت وزش باد و دمای هوا بر روحیه و خلق‌وخوی انسان‌ها اهمیت فراوانی ندارد. بنابراین، این دو متغیر را از بررسی خود حذف کرد. افزون‌براین، او پی برد که میزان پوشش ابر تا حد زیادی با رطوبت و میزان بارندگی همبستگی مستقیم دارد و با میزان تابش آفتاب همبستگی معکوس دارد. درنتیجه، ساندرز متغیر پوشش ابر را تنها متغیر توضیحی در مطالعهٔ خود به‌کار برد و از طیف صفر تا ۱۰ برای کمّی‌کردن این متغیر استفاده کرد. درواقع، عدد ۱۰ در انتهای طیف بیانگر پوشش ابری کامل در طول روز و عدد صفر در انتهای دیگر طیف بیانگر نبود ابر در طول روز بود. ساندرز در پایان مقالهٔ خود با رد فرضیهٔ نبود ارتباط بین آب‌وهوا و بازدهی بازار چنین نتیجه‌گیری می‌کند که واقعیت همبستگی شاخص‌های اصلی سهام نیویورک با آب‌وهوای این شهر، این دیدگاه را که روحیه و خلق‌وخوی انسان‌ها بر قیمت‌گذاری دارایی‌ها مؤثر است، تقویت می‌کند.

در سال ۱۹۹۷م. *ترومبلی*[5] مطالعهٔ ساندرز را با داده‌هایی مشابه ولی با روش‌شناسی متفاوت تکرار کرد و به نتایجی متفاوت دست‌یافت. وی نتیجه می‌گیرد که روابط بین آب‌وهوا و بازدهی بازار برخلاف ادعای ساندرز واضح و معنادار نیست.

کرامر و روند[6] (۱۹۹۷) با بررسی شاخص *دکس*[7] در بازار سهام فرانکفورت و *پاردو و والر*[8] (۲۰۰۳) با بررسی شاخص بازار سهام مادرید، نتایجی مشابه با نتایج ترومبلی گزارش کردند. اگرچه *پاردو و والر* بازهٔ زمانی بررسی خود را که بین سال‌های ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۱ بود، به دو بازهٔ زمانی

---

1. Cloud Cover
2. Dow Jones
3. AMEX
4. NYSE
5. Trombley
6. Kramer and Runde
7. DAX
8. Pardo and Valor

کوچک‌تر ۱۹۸۹-۱۹۸۱ و ۲۰۰۱-۱۹۸۹ تقسیم کردند تا بررسی کنند آیا مکانیزه‌شدن سیستم مبادلات در مادرید بعد از سال ۱۹۸۹ بر نتایج مطالعه آن‌ها تأثیر داشته است یا خیر، حتی با بررسی جداگانهٔ بازه‌های زمانی شواهد فراوانی دال بر وجود ارتباط بین متغیرهای آب‌وهوا (که در مطالعهٔ آن‌ها شامل میزان تابش آفتاب و رطوبت می‌شد) و قیمت سهام مشاهده نشد.

هیرشلیفر و شاموی در مقالهٔ مبسوط خود در سال ۲۰۰۳ به بررسی رابطه میان میزان تابش آفتاب و بازده روزانه شاخص سهام در ۲۶ کشور بین سال‌های ۱۹۸۲ تا ۱۹۹۷ پرداختند. بدین منظور آنان از ماتریس همبستگی بین پوشش ابر و بازدهی شاخص استفاده کردند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد، تابش آفتاب به شکل کاملاً معناداری با بازدهی سهام مرتبط است. پس از کنترل متغیر تابش آفتاب رابطهٔ معناداری بین متغیرهای بارش باران و برف با بازدهی شاخص مشاهده نشد. یافته‌های آنان نشان می‌دهد، استفاده از استراتژی‌های مبتنی بر آب‌وهوا برای انجام معاملاتی که هزینه‌های معاملاتی بسیار اندکی دارد، بهینه خواهد بود. به‌هرحال ازآنجاکه این استراتژی‌ها شامل معاملات زیادی می‌شود، هزینه‌های نسبتاً کم آن‌ها نیز سودهای به‌دست‌آمده را از بین می‌برد. تطبیق این نتایج با قیمت‌گذاری کاملاً عقلایی، بسیار دشوار است.

کیف و روش[1] (۲۰۰۲) در مطالعهٔ خود با اضافه-کردن متغیر سرعت وزش باد به بررسی بی‌قاعدگی آب‌وهوا در بازار سهام نیوزیلند پرداختند. این دو بیان می‌کنند، یکی از نقاط ضعف تمامی مطالعات قبلی تمرکز آن‌ها بر روی متغیر پوشش ابر بوده است، حال‌آنکه پوشش ابر یکی از چندین متغیری است که می‌تواند در بررسی بی‌قاعدگی آب‌وهوا استفاده شود. به‌عبارت‌دیگر، هنوز جای بسیاری از عوامل آب‌وهوا در مطالعات قبلی خالی است. ازجملهٔ این متغیرها متغیر «سرعت وزش باد» است. آنان با اشاره به مطالعات روان‌شناسی بیان می‌کنند که سرعت وزش باد بر دیدگاه افراد نسبت به زندگی مؤثر است. به‌بیان‌دیگر، وقتی باد با شدت بیشتری می‌وزد، دیدگاه افراد نسبت به زندگی بدبینانه‌تر از حالتی است که باد نمی‌وزد یا نسیم ملایمی در حال وزیدن است. با توجه به وضعیت جوّی شهر ولینگتون[2] (پایتخت نیوزیلند که مطالعه در آن انجام شد و همواره به دلیل وزش بادهای شدید شهرت دارد)، نویسندگان این مقاله چنین استدلال می‌کنند که متغیر سرعت وزش باد می‌تواند از اهمیت فراوانی در پژوهش آنان برخوردار باشد. این دو نتیجه می‌گیرند، اگرچه بین پوشش ابر و شاخص سهام بازار ولینگتون رابطهٔ معناداری دیده نشد، ولی بین وزش باد و شاخص سهام رابطه‌ای معنادار و منفی دیده می‌شود. این رابطه برای دما هم دیده شد،

---

1. Keef and Roush
2. Wellington

ولی تأثیر آن بسیار ناچیز بود. درنهایت، نویسندگان این مقاله سؤالی مطرح می‌کنند مبنی بر اینکه آیا عاملی مشترک برای تمامی کشورها و بازارها وجود دارد که آن‌ها را تحت تأثیر خود قرار دهد یا خیر؟ در پاسخ به این سؤال دو نظریه وجود دارد. نظریهٔ اول که با تکیه بر مطالعهٔ *هیرشلیفر و شاموی*، عامل پوشش ابر را عامل مشترک و معنادار با اثری منفی بر بازده بازارهای سهام معرفی می‌کند و پاسخی مثبت به این سؤال می‌دهد. در مقابل، نظریهٔ دوم که معتقد است این رابطه کاملاً به شرایط آب و هوایی محل فیزیکی بازارها و شرکت‌ها بستگی دارد و نمی‌توان یک عامل جهان‌شمول را برای همه بازارها در نظر گرفت.

کیف و روش (۲۰۰۵) در پژوهشی دیگر تأثیر چهار عامل مستقل آب‌وهوای محلی را بر نرخ‌های بهرهٔ اسناد بانکی[1]، اوراق قرضهٔ دولتی[2] و بازده شاخص سهام در دو شهر بزرگ نیوزیلند بررسی کردند. آنان با تحلیل عاملی متغیرهای آب‌وهوای محلی، چهار عامل مستقل میزان دما، تابش آفتاب و وزش باد در شهر اوکلند[3] و عامل وزش باد در شهر ولینگتون را بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد، قیمت اسناد بانکی به‌طور مثبت از سطح تابش آفتاب تأثیر می‌پذیرد. همچنین باد بر قیمت‌های شاخص سهام در شهر ولینگتون اثر منفی دارد.

یوکسل‌ها[4] (۲۰۰۹) این موضوع را بررسی کردند که فصلی بودن[5] دما و بازدهی سهام تا چه میزان قدرت توضیح‌دهندگی دما برای بازدهی شاخص سهام را تغییر می‌دهد. با استفاده از شاخص روزانهٔ بازار سهام و جمع‌آوری اطلاعات دما از ۴۲ کشور، اثر دما از طریق مدل‌سازی گارچ هم روی میانگین و هم روی واریانس بازده سهام تحلیل شد. نتایج نشان می‌دهد، بخش مهمی از اثر دما به جزءِ فصلی دما ارتباط دارد. بنابراین، دمای غیر فصلی‌شده نه‌تنها اثر معتدلی روی میانگین بلکه روی واریانس شرطی بازده شاخص سهام دارد. آنان نتیجه گرفتند، اگرچه بین دما و بازدهی سهام رابطه وجود دارد، اما این رابطه ضعیف‌تر از آن چیزی است که مقاله‌های گذشته به آن اشاره کرده‌اند.

---

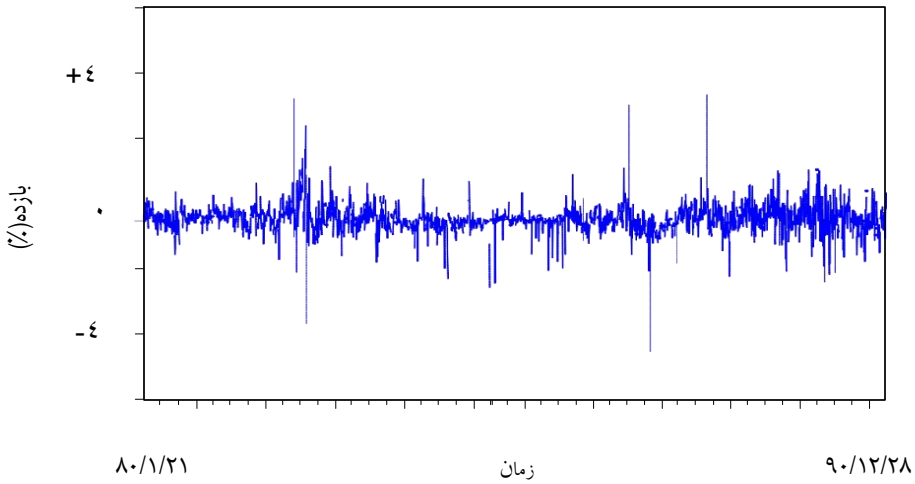
1. Bank bills
2. Government bonds
3. Auckland
4. Asli Yuksel and Aydin Yuksel
5. Seasonality

۳. داده‌ها و تحلیل آماری مقدماتی

۳-۱. داده‌های بازار مالی

در این پژوهش شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (تپیکس) پس از پایان هر روز کاری از تاریخ ۱۳۸۰/۱/۲۱ تا ۱۳۹۰/۱۲/۲۸ از طریق نرم‌افزار ره‌آورد نوین گردآوری شده است. بازده‌های روزانه از طریق رابطهٔ $R_t = Ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100$ محاسبه شده است که در آن P_t، قیمت روز جاری، P_{t-1}، قیمت روز قبل و $t = 1,2,3,\ldots,T$ بیانگر روزهای معاملاتی است. نگاره ۱ و جدول ۱ به ترتیب نشان‌دهندهٔ نوسان‌های بازدهی بورس اوراق بهادار تهران و جزئیات آمار توصیفی بازده‌هاست.

نگاره ۲ به‌خوبی نوسان‌های خوشه‌ای[1] در داده‌های بازده بازار بورس اوراق بهادار تهران را نشان می‌دهد. این ویژگی مهم که در بسیاری از داده‌های سری زمانی مربوط به بازده دارایی‌های مالی دیده می‌شود، یکی از اصلی‌ترین دلایل استفاده از مدل‌های *آرچ*[2] است (بروکس[3]، ۲۰۰۸). همچنین آمارهٔ به‌دست‌آمده از آزمون جارک ـ برا فرضِ نرمال‌بودن توزیع بازدهی‌ها را رد می‌کند. مقادیر به‌دست‌آمده از آزمون‌های دیکی ـ فولر افزوده و فیلیپس ـ پرون نیز بیانگر مانایی داده‌های بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران هستند[4].



نمودار ۱: دینامیک بازده روزانه شاخص بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX)

[1]. Volat
[2]. ARCI
[3]. Brook
[4]. فرضیهٔ صفر در آزمون‌های دیکی ـ فولر افزوده و فیلیپس ـ پرون بیانگر وجود فرایند ریشه اول در بین سری زمانی است.

جدول ۱: آمار توصیفی و آزمون‌های ریشه واحد برای بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران

الف- آمار توصیفی	مقدار
تعداد مشاهدات	2584
میانگین	۰/۰830
میانه	۰/۰560
ماکزیمم	26/5
مینیمم	45/-5
انحراف معیار	586/0
چولگی	32/0
کشیدگی	08/16
آماره جارک- برا احتمال	61/18472 00/0
ب- آزمون‌های ریشه واحد	
دیکی- فولر افزوده	***13928/-10
فیلیپس- پرون	***5378/-40

*** بیانگر رد فرضیهٔ صفر در سطح معناداری ۱٪ است.

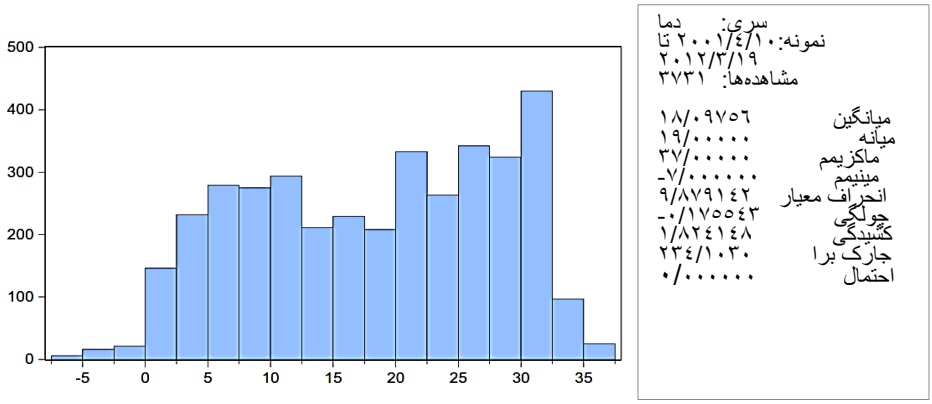
۳-۲. داده‌های مربوط به آب‌وهوا و آلودگی هوا

داده‌های روزانه مربوط به آب‌وهوای تهران شامل دمای هوا، میزان پوشش ابر، سرعت وزش باد و میزان دید از تاریخ ۲۱ فروردین ۱۳۸۰ تا ۲۸ اسفند ۱۳۹۰ از طریق تارنمای واندرگرند[1] استخراج شده است. نمودار ۳، هیستوگرام (بافت‌نگار) این متغیرها و آمار توصیفی آن‌ها را به تصویر می‌کشد. هیستوگرام‌های دما و میزان دید، چولگی به چپ و هیستوگرام‌های پوشش ابر و سرعت وزش باد چولگی به راست را نمایش می‌دهد.

داده‌های روزانه مربوط به آلودگی هوا[2] از طریق پایگاه دادهٔ شرکت کنترل کیفیت هوا جمع‌آوری شده است. این داده‌ها مربوط به ایستگاه‌های پایش آلودگی هوا مستقر در کلان‌شهر تهران هستند. تا پایان سال ۹۰، تعداد ۲۱ ایستگاه پایش تحت نظر شرکت کنترل کیفیت هوا در تهران مشغول فعالیت

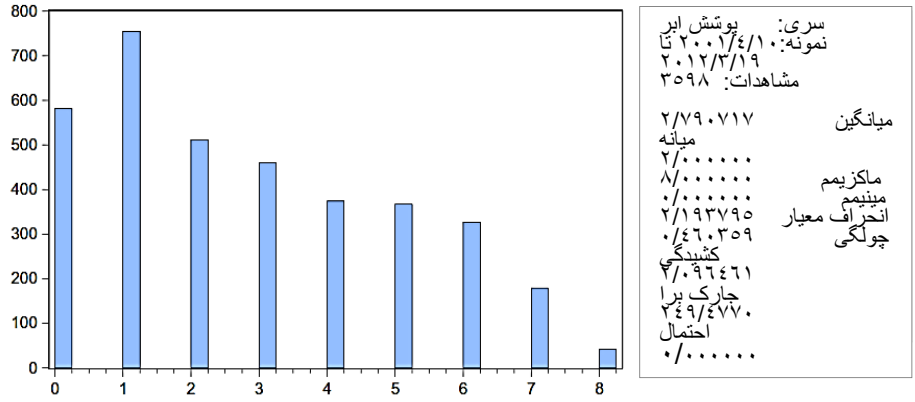
1. www.wunderground.com
2. Weather Pollution

بوده‌اند. پارامترهایی که در تمامی این ایستگاه‌ها اندازه‌گیری می‌شوند، عبارت‌اند از: $NO, NO_2, SO_2, O_3, CO, PM$ و THC. از این بین، با توجه به پیشینهٔ پژوهش‌ها (با توجه به نبود پژوهش مشابه در زمینهٔ دانش مالی، به سراغ بررسی‌های انجام‌شده در سایر علوم ازجمله اقتصاد کشاورزی، جغرافیای طبیعی و نقشه‌برداری رفتیم) و ازآنجایی‌که قسمت عمدهٔ آلودگی هوای تهران به دلیل وجود آلایندهٔ مونوکسید کربن (CO) است، ما نیز برای تخمین مدل خود از داده‌های آلایندهٔ مونوکسید کربن بهره بردیم. داده‌های گزارش‌شده توسط شرکت کنترل کیفیت هوا با فاصله زمانی یک ساعت در طول روز است. ازآنجایی‌که بازار بورس اوراق بهادار تهران در روزهای کاری از ساعت ۹ صبح شروع به فعالیت می‌کند، در این بررسی داده‌های روزانه گزارش‌شده در همین ساعت استفاده شده است. همچنین به دلیل اینکه تاریخ نصب و راه‌اندازی بیشتر این ایستگاه‌ها (۱۳ ایستگاه) به بعد از سال ۱۳۸۸ برمی‌گردد، لذا به علت کمبود داده، در این بررسی قابل استفاده نبودند. در بین ایستگاه‌های باقی‌مانده، یعنی ایستگاه‌های اقدسیه، پونک، ژئوفیزیک، گلبرگ، مسعودیه، شهرری و پارک رز (ایستگاه استانداری از اواسط شهریور سال ۹۰ غیرفعال بوده است، بنابراین، ازاین تحقیق حذف شد) داده‌های مربوط به ایستگاه ژئوفیزیک (واقع در خیابان کارگر شمالی) به دلیل نزدیکی نسبی به مرکز شهر در مقایسه با سایر ایستگاه‌ها و با توجه به اینکه بیشتر کارگزاری‌های بازار بورس در تهران در مرکز شهر واقع شده‌اند[1]، به‌منظور بررسی انتخاب شد. نمودار ۴، هیستوگرام داده‌های مربوط به آلایندهٔ مونوکسید کربن و جزئیات مربوط به آمار توصیفی آن‌ها را از تاریخ ۲۲ آذر ۱۳۸۵ تا ۲۸ اسفند ۱۳۹۰ نمایش می‌دهد. چولگی به راست این داده‌ها هم از نگاره و هم از ضریب چولگی محاسبه‌شده آشکار است.

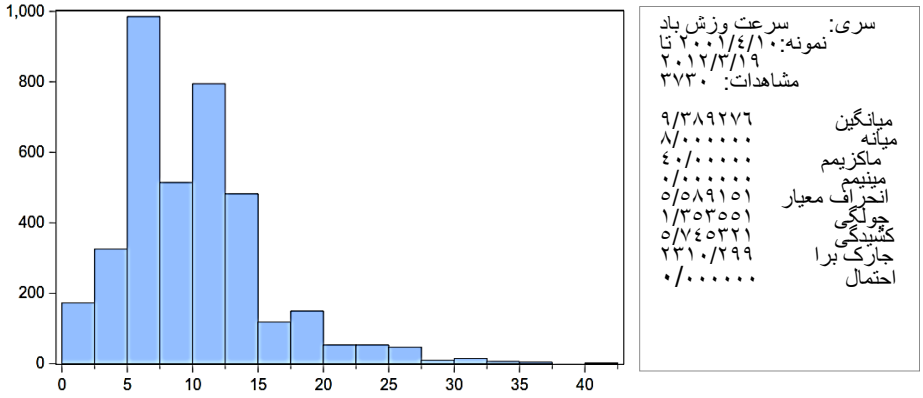


نمودار ۳ : الف- دما (درجه سلسیوس)

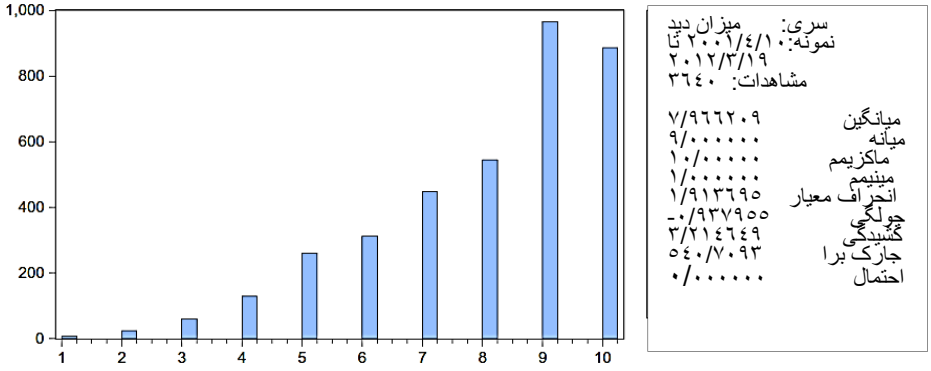
[1] . تا قبل از راه‌اندازی سامانهٔ معاملات اینترنتی و آنلاین بورس اوراق بهادار تهران بخش زیادی از معاملات با حضور فیزیکی افراد در دفاتر کارگزاری‌ها انجام می‌شد.



نمودار ۳: ب- پوشش ابر (۱۰-۰؛ ۰ به معنای هوای کاملاً آفتابی و ۱۰ به معنای هوای کاملاً ابری)

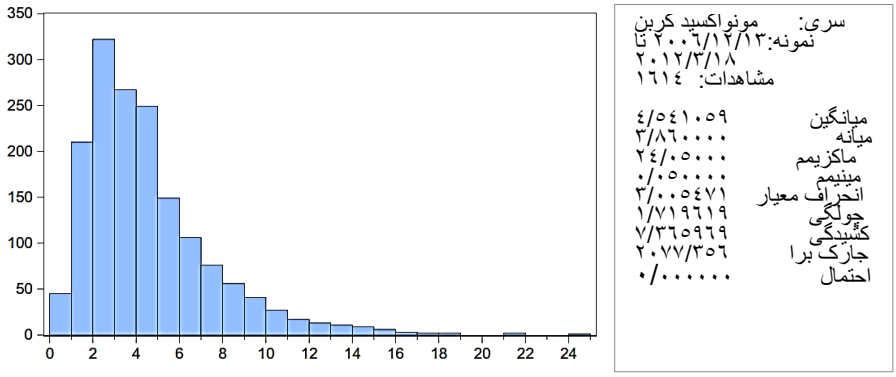


نمودار ۳ : ج- سرعت وزش باد (کیلومتر بر ساعت)



نمودار ۳ : د- میزان دید (کیلومتر)

نمودار ۳ : هیستوگرام و آمار توصیفی متغیرهای آب‌وهوا



نمودار ٤ : هیستوگرام و آمار توصیفی آلاینده مونوکسید کربن در تهران

٤. روش‌شناسی پژوهش

به‌منظور بررسی رابطه میان بازده سهام، آب‌وهوا و آلودگی هوا ازآنجایی‌که متغیرهای آب‌وهوا و آلودگی هوا متغیرهای توضیحی اقتصادی نیستند، آن‌ها را به متغیرهای مجازی تبدیل کردیم. به‌علاوه در داده‌های آب‌وهوایی تهران همچون بسیاری از شهرهای دیگر، روند فصلی قابل مشاهده است. برای مثال، با ورود به فصل تابستان، دما افزایش قابل توجهی دارد و برای غلبه بر این مشکل، به‌مانند مقالهٔ یون و کانگ، از میانگین متحرک[1] ۲۱ روزه داده‌ها و انحراف معیار آن‌ها به شرح زیر استفاده شده است[2].

$$MA_{(W_t)}^{[21]} = \frac{1}{21}\sum_{i=-10}^{10} W_{t+i} \qquad (1-4)$$

$$\sigma_{(W_t)} = \sqrt{1/20\sum_{i=-10}^{10}(W_i - MA(W_i))^2} \qquad (2-4)$$

در روابط فوق W_t؛ ارزش روزانه متغیر آب‌وهوا در روز t ام، $MA_{(W_t)}^{[21]}$؛ میانگین متحرک

[1]. Moving Average

[2]. برخی از مطالعات انجام‌شدهٔ پیشین برای غلبه بر این مشکل از میانگین متغیرهای آب‌وهوا و کسر این میانگین از داده‌های روزانه استفاده کرده‌اند. برای مثال، شین و پارک (Shin and Park) از میانگین‌های ماهانه استفاده کرده‌اند و چانگ و کیم (Chang and Kim) برای هموارسازی متغیر پوشش ابر از میانگین ۳۰ ساله استفاده کرده‌اند. هرچند این روش‌ها، روش‌های مناسبی برای حذف آثار فصلی نیستند.

۲۱ روزه و $\sigma_{(W_t)}$؛ انحراف معیار است. پس از محاسبهٔ میانگین‌های متحرک و انحراف معیارها با این فرض که در صورت تأثیرپذیری آب‌وهواز آب‌وهوا و آلودگی غیرعادی آن‌ها باید بازدهی را تحت تأثیر قرار دهد، متغیر آب‌وهوا و آلودگی هوا را به شکل زیر ایجاد می‌کنیم:

اگر $WLD_t < [MA(W_t) - \sigma(W_t)]$، آنگاه $WLD_t = 1$ و در غیر اینصورت $WLD_t = 0$.

اگر $WLD_t > [MA(W_t) + \sigma(W_t)]$، آنگاه $WLD_t = 1$ و در غیر اینصورت $WLD_t = 0$.

که WLD_t و WHD_t به ترتیب متغیرهای مجازی نشان‌دهندهٔ شرایط غیرعادی جوّی و آلودگی هوا برای مقادیر کمتر از میانگین و بیشتر از میانگین است. به‌عبارت‌دیگر، اگر دادهٔ مربوط به متغیر آب‌وهوا و آلودگی هوا بین $[MA(W_t) - \sigma(W_t)]$ و $[MA(W_t) + \sigma(W_t)]$ باشد، از آن به‌منزلهٔ شرایط عادی تعبیر می‌کنیم که خلق‌وخوی حیات و خلق و خوی افراد را به دنبال ندارد. در غیر این‌صورت این داده‌ها شرایط غیرعادی جوی و آلودگی هوا را نشان می‌دهد که می‌توانند بر روحیه و تصمیم‌های سرمایه‌گذاران مؤثر باشند.

با توجه به مانایی داده‌های بازدهی، ابتدا به بررسی اثرات آرچ[1] در این داده‌ها پرداختیم. منطقی است، پیش از به‌کار بردن مدل‌های گارچ از مناسب‌بودن این مدل‌ها برای داده‌های استفاده‌شده اطمینان حاصل کنیم. بدین منظور به سراغ آزمون اِنگل[2] می‌رویم. آزمون اِنگل یا آزمون اثرات آرچ معمولاً بر روی داده‌های خام بازدهی صورت می‌گیرد (بروکس، ۲۰۰۸). جدول ۲ نتایج این آزمون را برای داده‌های بازدهی نمایش می‌دهد. رد فرضیهٔ صفر در سطح اطمینان ۹۹٪ بیانگر وجود اثرات آرچ در بین داده‌های بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران در دورهٔ بررسی است.

بنابراین، برای بررسی رابطه بین بازدهی سهام و چهار متغیر آب‌وهوا و تک متغیر آلودگی هوا از یک مدل خود رگرسیونی با فرایند گارچ[3] (۱،۱) به شکل زیر بهره بردیم:

$$R_t = \alpha_o + \sum_{i=1}^{k} \beta_i R_{t-i} + \gamma_1 WLD_t + \gamma_2 WHD_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \delta + \theta \varepsilon_{t-1}^2 + \varphi h_{t-1}; \qquad (3-4)$$

---

1. ARCH effects
2. Engle test
3. در حالت کلی فرایند گارچ (۱،۱) برای گرفتن نوسان‌های خوشه‌ای داده‌ها کافی است و به‌ندرت از مراتب بالاتر مدل در ادبیات مالی استفاده می‌شود (بروکس، ۲۰۰۸).

در عبارت‌های بالا R_t، بازده روزانه شاخص سهام بورس اوراق بهادار تهران، WLD_t و WHD_t، متغیرهای مجازی مربوط به آب‌وهوا و آلودگی هوا و ε_t جزء اخلال مدل هستند.

یکی از اصلی‌ترین محدودیت‌های مدل‌های گارچ پاسخ هم‌اندازهٔ آن‌ها به شوک‌های مثبت و منفی است. این محدودیت به دلیل وجود مجذور وقفه‌های جزء اخلال است که در آن اثر علایم مثبت و منفی از بین می‌رود. حال‌آنکه گفته می‌شود، یک اثر منفی در داده‌های سری‌های زمانی مالی (مثل بازدهٔ سهام) موجب نوسان‌های شدیدتری در مقایسه با شوک‌های مثبت می‌شود (تورش علامت[1]). برای غلبه بر این محدودیت دو مدل جی جِی آر-گارچ و گارچ نمایی[2] معرفی‌شده‌اند (بروکس، ۲۰۰۸).

جدول ۲: آزمون اثرات آرچ (اِنگل)

آزمون ناهمسانی واریانس: آرچ				
آمارهٔ اِف:	۴۹/۴۷۵۴۱	احتمال F(5,2272)		۰/۰۰۰۰
آر-اسکوآیر:	۲۲۳/۶۷۶۳	احتمال کای مربع (5)		۰/۰۰۰۰
احتمال	آماره t	خطای معیار	ضریب	متغیر
۰/۰۰۰۰	۶/۶۶۹۵۷۲	۰/۰۲۶۰۱۲	۰/۱۷۳۴۹۰	C
۰/۰۰۰۰	۱۰/۰۱۲۹۴	۰/۰۲۰۹۷۹	۰/۲۱۰۰۶۱	RESID^2(-1)
۰/۰۰۰۰	۴/۸۷۴۳۱۹	۰/۰۲۱۴۲۲	۰/۱۰۴۴۱۶	RESID^2(-2)
۰/۰۰۰۰	۶/۴۳۳۱۴۹	۰/۰۲۱۳۴۰	۰/۱۳۷۲۸۳	RESID^2(-3)
۰/۰۷۴۲	-۱/۷۸۶۴۶۵	۰/۰۲۱۴۲۲	-۰/۰۳۸۲۶۹	RESID^2(-4)
۰/۷۰۹۸	۰/۳۷۲۱۷۷	۰/۰۲۰۹۷۹	۰/۰۰۷۸۰۸	RESID^2(-5)

به‌منظور بررسی وجود تورش علامت، بار دیگر مدل را به کمک فرایند جی جِی آر-گارچ (۱،۱) به‌صورت زیر تخمین زدیم.

$$R_t = \alpha_o + \sum_{i=1}^{k} \beta_i R_{t-i} + \gamma_1 WLD_t + \gamma_2 WHD_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \delta + \theta\varepsilon_{t-1}^2 + \lambda\varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1} + \varphi h_{t-1}; \qquad (4-4)$$

اگر $\varepsilon_{t-1} < 0$، آنگاه $D_{t-1} = 1$ و اگر $\varepsilon_{t-1} > 0$ آنگاه $D_{t-1} = 0$.

به‌علاوه، در مدل بالا باید داشته باشیم: $\delta > 0, \theta > 0, \varphi \geq 0, (\theta + \lambda) \geq 0$.

چنانچه $\lambda > 0$ باشد، اثر نامتقارنی (اثر اهرمی) وجود خواهد داشت.

---

[1]. Sign Bias
[2]. EGARCH

۵. تخمین مدل‌ها و تفسیر نتایج

۵-۱. تجزیه‌وتحلیل مقدماتی

در ابتدا، به کمک رگرسیون ساده رابطهٔ کلی تک تک متغیرهای آب‌وهوا و آلودگی هوا را با شاخص بورس اوراق بهادار تهران بررسی کردیم[۱]. جدول ۳ نتایج این برآوردها را نشان می‌دهد. معنادار بودن آماره‌های اِف در تمامی برآوردها حاکی از رد فرضیه صفر در سطح معناداری ۹۹٪ است. به‌بیان‌دیگر، فرضیهٔ $H_o: \alpha_o = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \gamma_1 = \gamma_2 = 0$ در سطح معناداری ۹۹٪ رد می‌شود.

۵-۲. نتایج مدل

جدول ۴ نتایج تخمین مدل گارچ را برای دوره‌های بررسی نشان می‌دهد. معناداری تمامی پارامترهای واریانس در مدل تخمین زده‌شده نشان می‌دهد که مدل به‌خوبی برازش‌کنندهٔ داده‌هاست. افزون‌براین، بزرگ‌تر بودن ضرایب گارچ (φ) نسبت به ضرایب آرچ (θ) در تمامی حالات نشان می‌دهد که بیشتر تغییرهای واریانس تصادفی توسط وقفهٔ آن توضیح داده می‌شود.

جدول ۵ نتایج تخمین مدل جی جِی آر-گارچ را برای دوره‌های بررسی نشان می‌دهد. θ به‌منزلهٔ ضریب اخبار[۲] عمل می‌کند (انگل و بولرسلو، ۱۹۸۶). به این معنا که هر چه این ضریب بزرگ‌تر باشد، اخبار جدید تأثیر بیشتری بر بازدهی سهام خواهد داشت. φ نیز تأثیر واریانس گذشته بازده سهام را بر بازده‌ها نشان می‌دهد و $(\theta + \varphi)$ تداوم نوسان‌پذیری را اندازه‌گیری می‌کند.

جدول ۳: اثرات آب‌وهوا و آلودگی هوا بر روی بازدهی

ضرایب	دما	پوشش ابر	سرعت وزش باد	میزان دید	مونوکسید کربن
α_0	۰.۰۲ (۱.۳۳)	0.02 (1.29)	0.04 ***(2.63)	0.04 ***(2.89)	0.05 **(2.36)
β_1	۰.۳۵ (۱۶.۷۲)***	0.35 ***(16.81)	0.35 ***(16.77)	0.35 ***(16.79)	0.32 ***(10.30)
β_2	۰.۰۷ (۳.۰۵)***	0.07 ***(3.01)	0.07 ***(3.08)	0.07 ***(3.09)	-0.03 (-0.87)
β_3	−۰.۰۱ (−۰.۲۵)	-0.01 (-0.29)	-0.01 (-0.32)	-0.007 (-0.343)	0.08 **(2.56)
β_4	۰.۰۵ (۲.۴۶)**	0.06 **(2.52)	0.06 **(2.50)	0.056 **(2.53)	0.006 (0.18)

[۱]. تعداد هشت وقفهٔ کافی در تخمین مدل به کمک معیار شوارتز-بیزین (Schwartz's Bayesian Criterion) به دست آمد.

[2]. News Coefficient

ادامه جدول ۳:

ضرایب	دما	پوشش ابر	سرعت وزش باد	میزان دید	مونوکسید کربن
β_5	۰.۰۰ (۰.۱۰)	0.00 (0.07)	0.001 (0.055)	0.000 (0.032)	0.072 **(2.18)
β_6	۰.۰٤ (۱.۷۰)*	0.04 *(1.68)	0.04 *(1.75)	0.04 *(1.78)	0.04 (1.25)
β_7	−۰.۰۲ (−۰.۷۳)	-0.01 (-0.55)	-0.01 (-0.62)	-0.01 (-0.66)	0.03 (0.88)
β_8	۰.۱۳ (٦.۱۰)***	0.13 ***(6.07)	0.13 ***(6.06)	0.13 ***(6.12)	0.087 ***(2.77)
γ_1	۰.۰٦ (۱.۷۱)*	0.01 (0.25)	-0.06 **(-1.97)	-0.06 *(-1.78)	-0.05 (-0.99)
γ_2	۰.۰۳ (۰.۸۵)	0.05 (1.64)	0.02 (0.54)	-0.02 (-0.71)	-0.09 *(-1.72)
آماره F	۵۳.٦۳ ***[0.00]	53.55 ***[0.00]	53.78 ***[0.00]	53.63 ***[0.00]	19.88 ***[0.00]

جدول ٤: نتایج تخمین مدل گارچ

متغیرها / ضرایب	دما	پوشش ابر	سرعت وزش باد	میزان دید	مونوکسید کربن
δ	۰.۰٤۹ (٤.٤۳۸)***	۰.۰٤۹ (٤.٤٦۰)***	۰.۰٤۹ (٤.٤٤۸)***	۰.۰۵۰ (٤.٤۲٦)***	۰.۰۳۷ (۲.٤۷۵)**
θ	۰.۳۰۵ (۵.۵۹۹)***	۰.۳۰٤ (۵.۵۸۳)***	۰.۳۱۲ (۵.٦۱۸)***	۰.۳۰۸ (۵.۵۹۷)***	۰.۱۳۱ (۲.۰۳٦)**
φ	۰.۵۳۵ (۹.۵۹۲)***	۰.۵۳۷ (۹.۷٤۵)***	۰.۵۳۳ (۹.٦۰۸)***	۰.۵۳۲ (۹.٤۸٦)***	۰.۷٤٦ (۱۰.٤٤۵)***

ضریب α_0عرض از مبدأ مدل، β_1، β_2، β_4 β_3،، β_5، β_6، β_7 و β_8 به ترتیب ضرایب وقفه‌های بازده، γ_1 ضرایب متغیرهای مجازی عوامل آب‌وهوا و آلودگی هوا به ترتیب برای شرایط بالاتر و پایین‌تر از نرمال است.

اعداد داخل پرانتز بیانگر آمارهٔ تی و اعداد داخل براکت، نشان‌دهندهٔ احتمال آزمون معناداری رگرسیون است.

*، ** و *** به ترتیب بیانگر معناداری آماره در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است.

جدول ۵ : نتایج تخمین مدل جی جِی آر-گارچ

متغیرها / ضرایب	دما	پوشش ابر	سرعت وزش باد	میزان دید	مونوکسید کربن
δ	۰.۰۴۹ (۱۶.۳۸۰)***	۰.۰۴۹ (۱۵.۹۸۰)***	۰.۰۴۹ (۱۶.۱۱۶)***	۰.۰۵۰ (۱۶.۳۶۶)***	۰.۰۴۱ (۵.۲۸۳)***
θ	۰.۳۰۴ (۱۰.۲۹۰)***	۰.۳۰۱ (۱۰.۲۲۸)***	۰.۳۱۱ (۱۰.۴۳۱)***	۰.۳۰۶ (۱۰.۱۲۳)***	۰.۱۱۰ (۲.۹۸۴)***
λ	۰.۰۰۳ (۰.۰۸۵)	۰.۰۰۷ (۰.۱۷۱)	۰.۰۰۱ (۰.۰۳۰)	۰.۰۰۳ (۰.۰۶۳)	۰.۰۵۱ (۱.۱۶۱)
φ	۰.۵۳۵ (۲۲.۶۳۰)***	۰.۵۳۷ (۲۲.۳۷۸)***	۰.۵۳۳ (۲۲.۸۰۰)***	۰.۵۳۲ (۲۲.۴۲۲)***	۰.۷۲۹ (۱۶.۲۳۸)***

*، ** و *** به ترتیب بیانگر معناداری آماره در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

در سال‌های گذشته پژوهش‌های بسیاری نشان داده‌اند که تصمیم‌های سرمایه‌گذاران تا حد زیادی تحت تأثیر احساسات، عواطف، خلق‌وخو و حالات روحی آنان است. به‌ویژه وقتی این تصمیم‌ها در شرایط نامطمئن گرفته می‌شود. آب‌وهوا و آلودگی هوا ازجمله عواملی هستند که می‌توانند بر خلق‌وخوی و حالات روانی انسان‌ها تأثیر بگذارند. در این مقاله سعی کردیم از طریق رگرسیون و با استفاده از فرایند گارچ تأثیرات آب‌وهوا و آلودگی هوا را بر بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران بررسی کنیم. متغیرهای استفاده‌شده برای آب‌وهوا شامل درجهٔ دما، میزان پوشش ابر، سرعت وزش باد و میزان دید و برای آلودگی هوا میزان مونوکسید کربن بود. دورهٔ بررسی برای آب‌وهوا از فروردین ۱۳۸۰ تا اسفند ۱۳۹۰ و برای آلودگی هوا از فروردین ۱۳۸۶ تا اسفند ۱۳۹۰ را در بر می‌گیرد. نتایج تخمین مدل نشان داد، از میان متغیرهای مختلف آب و هوا، حد بالای سرعت وزش باد تأثیری منفی بر بازدهی دارد. این نتیجه با مطالعهٔ سال ۲۰۰۲ کیف و روش سازگار است. ضریب این متغیر ازنظر آماری در سطح ۹۵ درصد اطمینان معنادار است ($t = -1/97$). دمای بالا و میزان دید بالا نیز به ترتیب تأثیرات مثبت و منفی بر بازدهی دارد؛ اما آن‌ها تنها در سطح ۹۰ درصد اطمینان معنادار به نظر می‌رسند ($t = 1/71$ و $t = -1/78$). سایر متغیرهای آب‌وهوا ازنظر آماری بی‌معنا بودند. از بین دو متغیر آلودگی هوا میزان مونوکسید کربن پایین بر بازدهی شاخص تأثیر منفی داشت ($\lambda = -0/09$) که البته ازنظر آماری معناداری بالایی نداشت ($t = -1/72$).

نتایج مدل گارچ نشان می‌دهد، تمامی ضریب‌ها در مدل واریانس شرطی در سطح بالایی

معنادار است. ضرایب مدل تخمین زده‌شده نشان می‌دهد که وقفهٔ واریانس شرطی بیشترین تأثیر را بر میزان واریانس شرطی دارد (0/53 = □). هیچ‌یک از متغیرهای تخمین زده‌شده ضریب منفی ندارد، بنابراین در مدل گارچ با مشکل متغیرهای منفی مواجه نشدیم. به‌منظور بررسی نامتقارنی اطلاعات مدل جی جِی آر-گارچ را تخمین زدیم. ضرایب مربوط به نامتقارنی اطلاعات همگی ازنظر آماری بی‌معنا بودند. بنابراین، اثر اهرمی در داده‌ها مشاهده نشد.

به‌طورکلی، نتایج این بررسی نشان می‌دهد، نقش عوامل آب و هوایی و آلودگی هوا بر بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران بسیار اندک است. نتایجی که با مطالعات *ترومبلی* (۱۹۹۷)، *کرامر و روند* (۱۹۹۷)، *پاردو و والر* (۲۰۰۳) و *توفان و حمرات* (۲۰۰۴) سازگار است. یکی از دلایل این موضوع می‌تواند تأثیر بیش‌ازحد اخبار سیاسی و همچنین عملکرد اقتصادی شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار تهران باشد. ازآنجاکه نوسان‌های شدید بازار بورس تهران تا حد زیادی تابع اخبار سیاسی و اقتصادی است، بدین‌جهت پیشنهاد می‌شود برای بررسی بیشتر بی‌قاعدگی آب‌وهوا بر روی بازدهی شاخص، میزان تأثیر این متغیرها در روزهای کم نوسان بازار نیز بررسی شود.

منابع و مآخذ

۱. اسلامی بیدگلی، غلامرضا. (۱۳۸۷). *مباحثی در تئوری و مدیریت مالی*. چاپ اول، انتشارات ترمه.

۲. قلی‌زاده، محمد حسین و همکاران. (۱۳۸۸). «ارتباط آلودگی هوا با مرگ‌ومیر جمعیت شهر تهران». *مجلهٔ پژوهشی حکیم*، دورهٔ دوازدهم، شماره دوم، ۷۱-۶۵.

1. Allen, A. M., Fisher, G. J. (1978). "Ambient temperature effects on paired associate learning". *Ergonomics*, 21(2), pp: 95-101.

2. Bollerslev, T. (1986). "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity". *Journal of Econometrics*, 31 pp: 307-327.

3. Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*. (Second Edition), Cambridge University Press.

4. Cao, M. and Wei, J. (2005). "Stock market returns: A note on temperature anomaly". *Journal of Banking and Finance*, 29, pp: 1559-1573.

5. Chang, K. C., Kim, Y. G. (2006). "Does weather and temperature affect stock returns? Focusing on the KOSDAQ". *Studies in Business Management*, 13, pp: 239- 253.

6. Chang, T., Nieh, C. C., Yang, M. J., Yang, T, Y, (2006). "Are stock market returns related to the weather effects? Empirical evidence from Taiwan". *Physica A*, 364, pp: 343-354.

7. Engle, R. F., Ng, V. M. (1993). "Measuring and testing the impact of news on volatility". *Journal of Finance*, 48, pp:1749-1778.

8. Floros, C. (2008). "Stock market returns and the temperature effect: new evidence from Europe". *Applied Financial Economics Letters*, 4, pp. 461-467.

9. Goetzmann, W. N. and Zhu, N. (2005). "Rain or shine: Where is the weather effect?" *European Financial Management*, 11(5), p.559-578

10. Gujarati, D. (2004). *Basic Econometrics*, (Fourth Edition), the McGraw-Hill.

11. Hirshleifer, D., Shumway, T. (2003). "Good day sunshine: Stock returns and the weather". *Journal of Finance*, 58(3), pp.1009-1032.

12. Howarth, E. and Hoffman, M.S. (1984). "A Multidimensional Approach to the Relationship between Mood and Weather". *British Journal of Psychology*, 75, pp.15-23.

13. Kang, S. H., Jiang, Z. Yoon, S. M. (2010). "Weather effects on the returns and volatility of Hong Kong and Shenzhen stock markets". Pusan National University Manuscript.

14. Keef, S. P. and Roush, M. L. (2002). "The weather and stock returns in New

Zealand". *Quarterly Journal of Business & Economics*, 41, pp: 61-79.

15. Keef, S. P. and Roush, M. L. (2005) "Influence of weather on New Zealand financial securities". *Accounting & Finance*, 45, pp: 415-437.

16. Keef, S. P. and Roush, M.L. (2007). "Daily weather effects on the returns of Australian stock indices". Applied Financial Economics, 17, pp: 173-184.

17. Kramer, W., and Runde, R. (1997). "Stocks and the Weather: An Exercise in Data Mining or Yet another Capital Market Anomaly?". *Empirical Economics*, 22, no. 4, pp: 637-641.

18. Loughran, T. and Schultz, P. (2004). "Weather, stock returns and the impact of localized trading behavior". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39, pp: 343–364.

19. Pardo, A., and Valor, E. (2003) "Spanish Stock Returns: Where is the Weather Effect?". *European Financial Management*, 9, no. 1, pp: 117-126.

20. Saunders, E. M. J. (1993). "Stock prices and wall street weather". *American Economic Review*, 83, pp: 1337-1345.

21. Serle, J. (2011). "Can changes in atmospheric pressure affect our mood?" Retrieved from http://sciencefocus.com/qa/can-changes-atmospheric-pressure-affect-our-mood.

22. Shin, J. Y., Park, S. H. (2003). "Does weather affect stock returns?". *Behavioral finance approach, Financial Studies*, 17, pp: 105-128.

23. Symeonidis, L., Daskalakis, G., Markellos, R. (2010). "Does the weather affect stock market volatility?". *Finance Research Letters*, 7(4), pp: 214-223.

24. Trombley, M. A. (1997). "Stock Prices and Wall Street Weather: Additional Evidence". *Quarterly Journal of Business and Economics*, 36, no. 3, pp: 11-21.

25. Tufan, E., Hamarat, B. (2004). "Do cloudy days affect stock exchange returns: evidence from the Istanbul Stock Exchange". *Journal of Naval Science and Engineering*, (2), pp: 117-126.

26. Watson, D. (2000). Situational and environmental in fluence on mood. In: Mood and Temperament. Guilford Press, New York (Chapter 3).

27. Wyndham, H. C., (1969). "Adaptation to heat and cold". *Environmental Research*, 2, pp: 442-469.

28. Yoon, S. M and Kang, S. H. (2009). "Weather effects on returns: Evidence from the Korean stock market", *Physica A*, 388, pp: 682-690.

29. Yuksel, A., Yuksel, A. (2009). "Stock return seasonality and the temperature effect". *International Research Journal of Finance and Economics*, 34, pp: 107-116.