Quarterly Journal of Economic Research and Policies Vol. 33, No. 114, Summer 2025

Examining the Impact of Political Risks on the Price-to-Earnings (P/E) Ratio in Developing Countries

Ali Reza Omidi
Master of Science, Institute of Management and Planning
omidi.areza@gmail.com
Seyed Mehdi Barakchian
Associate Professor, Institute of Management and Planning (Corresponding Author)
m.barakchian@imps.ac.ir
Ali Motavasseli
Assistant Professor, Institute of Management and Planning
a.motavasseli@imps.ac.ir

The price-earnings ratio (p/e) is one of the most widely used criteria for evaluating and comparing stocks in the capital market. The p/e ratio shows significant variations (ranging from less than 6 to more than 20) among developing countries with relatively similar characteristics, such as higher risks, lower income, and faster economic growth. Identifying the underlying causes of these differences helps with a better understanding of how stocks are valued in different environments. Using annual data from 26 developing countries over the period 2003 to 2020, the analysis shows that political risk, as measured by the ICRG index, significantly reduces the p/e ratio. A 10-point decrease in the political risk score decreases p/e ratio by 4/3-points. The results are robust to alternative model specifications, accounting for control variables such as dividend payout ratio (DPO), risk-free rate, GDP growth rate, inflation rate, and global risk index (VIX). Additionally, the results are held under different estimation techniques, including GMM and FGLS.

JEL Classification: G18,G15,G00
Keywords: Stock Market, Price-to-earnings ratio (p/e), Political Risk

Reccived: 2024/12/09 Accepted: 2025/05/26

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۱۱۴
سال سی و سوم، تابستان ۱۴۰۴، صفحه ۵۶ - ۶

بررسی اثر مخاطرات سیاسی بر نسبت قیمت به سود (p/e) درکشورهای در حال توسعه

علی رضا امیدی
کارشناسی ارشد موسسه عالی پژوهشی مدیریت و برنامه‌ریزی
omidi.areza@gmail.com
سید مهدی برکچیان
دانشیار موسسه عالی پژوهشی مدیریت و برنامه‌ریزی (نویسنده مسئول)
m.barakchian@imps.ac.ir
علی متوسلی
استادیار موسسه عالی پژوهشی مدیریت و برنامه‌ریزی
a.motavasseli@imps.ac.ir

نسبت قیمت به سود (p/e)، یکی از رایج‌ترین معیارهای مورد استفاده برای ارزیابی و مقایسه سهام در بازار سرمایه است. نسبت p/e تفاوت‌های قابل توجهی (از بازه کمتر از ۶ تا بیش از ۲۰) را در میان کشورهای درحال‌توسعه با خصوصیات نسبتاً مشابه از قبیل ریسک بیشتر، درآمد کمتر و رشد اقتصادی سریع‌تر، نشان می‌دهد. شناسایی علت این تفاوت‌ها، می‌تواند به شناخت چگونگی ارزش‌گذاری سهام در محیط‌های مختلف بیانجامد. با استفاده از داده‌های ۲۶کشور درحال‌توسعه، در بازه سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۲۰ با تواتر سالانه نشان داده شد که ریسک سیاسی محاسبه شده با شاخص ICRG، نسبت p/e را کاهش می‌دهد. به ازای ۱۰ واحد کاهش امتیاز شاخص ریسک سیاسی، ۳/۴واحدکاهش در نسبت p/e مشاهده می‌شود. نتایج این پژوهش استحکام لازم را به جهت کنترل عوامل ضریب پرداخت سود (DPO)، نرخ سود بدون ریسک، نرخ رشد GDP، نرخ تورم و شاخص ریسک جهانی VIX و همینطور استفاده از دو برآوردگر متفاوت GMM و FGLS، داراست.

طبقه‌بندی JEL: G18,G15,G00
واژگان کلیدی: بورس، نسبت قیمت به سود (p/e)، ریسک سیاسی

تاریخ دریافت: ۱۹ / ۹ / ۱۴۰۳ تاریخ پذیرش: ۵ / ۳ / ۱۴۰۴

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]
[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

۱. مقدمه

نقد شوندگی و شفافیت بالای بازار سهام در کشورهای مختلف این بازار را به محلی برای انعکاس انتظارات و ارزش‌گذاری آحاد اقتصادی تبدیل کرده است. یکی از شاخص‌های متداول برای ارزش‌گذاری سهام در بازار نسبت قیمت به سود[1] است. تغییرات این نسبت در طول زمان و در بین کشورها علاوه بر نمایاندن عملکرد شرکت‌های بازار، نشانگر تفاوت در فضای اقتصادی-اجتماعی[2] است که فعالیت‌های تجاری در آن رخ می‌دهد. بسیاری از سرمایه‌گذاران و تحلیل گران نیز از این نسبت به عنوان معیاری برای مقایسه و ارزش گذاری شرکت‌ها استفاده می‌کنند. در محاسبه این نسبت برای هر سهم، قیمت هر سهم به سود به دست آمده در ۱۲ ماه گذشته تقسیم می‌شود. سهولت در محاسبه این نسبت برای هر سهم و برای برآیند شرکت‌های موجود در صنایع مختلف و کل بازار سهام به استفاده گسترده از آن در تحلیل‌ها و پژوهش‌ها منجر شده است. همچنین، ازآنجا که قیمت سهام، انعکاسی از انتظارات نسبت به عملکرد آینده شرکت‌هاست، نسبت p/e نیز فراتر از یک معیار گذشته‌نگر است. این انتظارات، خود متأثر از درجه خوشبینی و بدبینی سرمایه‌گذاران نسبت به چشم‌انداز آتی برای یک شرکت، صنعت و یا کشور است.

یکی از عوامل مؤثر بر عملکرد شرکت‌ها فضای سیاسی کشورهای محل فعالیت آنهاست. مطالعات نشان داده‌اند که بازارسرمایه درکشورهای نوظهور نسبت به کشورهای توسعه‌یافته، حساسیت بیشتری به بی‌ثباتی‌های سیاسی دارند (دیامونته[3]، ۱۹۹۶؛ ارب[4]، ۱۹۹۶؛

---

1. p/e ratio
2. Socio-economic
3. Diamonte
4. Erb

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

بیلسون[1]، ۲۰۰۲). همچنین، تنوع‌بخشی سهام میان کشورهای با ریسک سیاسی متفاوت، می‌تواند به بهینه‌سازی ریسک و بازدهی بینجامد. کاست و سورت (۱۹۹۵) نشان داده‌اند که وجود کشورهای با ریسک سیاسی متفاوت در یک پرتفولیوی بین‌المللی، باعث کاهش ریسک کل پرتفولیو می‌شود. از این رو، شناخت بازارهای درحال‌توسعه و بررسی اثر ریسک سیاسی کشورها بر متغیرهای مهم بازارسرمایه همانند نسبت p/e، می‌تواند دید روشن‌تری را برای سرمایه‌گذاری در این نوع از بازارها فراهم‌کند. در این پژوهش تأثیر مخاطرات سیاسی بر نسبت p/e در اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه ارزیابی می‌شود. به طور خاص سؤال پژوهش این است که آیا افزایش ریسک سیاسی می‌تواند تأثیر پایدار و معناداری بر نسبت p/e در بازارهای کشورهای نوظهور، در حال توسعه و روبه رشد داشته باشد.

مطالعه بر روی بازارهای سرمایه نوظهور[2] و یا درحال‌توسعه[3] به دلیل پتانسیل رشد بالاتر و ایجاد فرصت مناسب برای تنوع‌بخشی به پورتفولیوهای بین‌المللی (کاست و سورت[4]، ۱۹۹۵)، مورد توجه این پژوهش است؛ وجود ویژگی‌های اقتصادی منحصربه‌فرد، شرایط نهادی متفاوت و ریسک‌های به خصوص، مطالعه بر روی این نوع از بازارها را حائز اهمیت مضاعف می‌کند. در ادبیات مالی بین‌المللی اتفاق نظر وجود دارد که بازارسرمایه در کشورهای درحال‌توسعه، پرنوسان‌تر، پربازده‌تر و دارای همبستگی‌کمتر با یکدیگر و فاکتورهای بازارجهانی هستند (گئوتزمان و گورین[5]، ۱۹۹۹).

---

1. Bilson
2. Emerging
3. Developing
4. Cosset & Suret
5. Goetzamann & Jorion

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

در این پژوهش علاوه بر بازارهای نوظهور (۱۶ کشور)[۱]، بازارهای روبه رشد[۲] (۸کشور)[۳] و بازارهای ایران و آرژانتین در فاصله سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۲۰ بررسی می‌شود.[۴] دسته‌بندی کشورها به گروه‌های توسعه‌یافته، نوظهور و روبه رشد، توسط MSCI[۵]، بر اساس معیارهای توسعه‌یافتگی بازارسرمایه از قبیل ثبات اقتصادی، تعداد شرکت‌ها، اندازه شرکت‌ها، نقدشوندگی، امکان سرمایه‌گذارای خارجی، آسانی ورود و خروج سرمایه و... انجام شده است. معیار مورد استفاده در این پژوهش برای سنجش ریسک سیاسی کشورها، شاخص ICRG[6] است که توسط PRS Group[7] منتشر می‌شود. شاخص ICRG به صورت گسترده‌ای در مقالات معتبر حوزه مالی همچون (دیامونته، ۱۹۹۶؛ ارب، ۱۹۹۶؛ بیلسون، ۲۰۰۲؛ حسن، ۲۰۰۳؛ بکرت، ۲۰۱۱؛ آسیدو و لین، ۲۰۱۱؛ لهکنن، ۲۰۱۵؛ دمیک، ۲۰۱۵؛ سولمن، ۲۰۱۷) استفاده شده‌است.

متغیر امتیاز ریسک سیاسی ICRG، به صورت ماهانه و بر اساس میانگین موزون امتیازات کسب شده هر کشور در معیارهای مختلف ذیل این شاخص محاسبه می‌شود. امتیازدهی به معیارها بر اساس قضاوت کارشناسان خبره صورت می‌گیرد. تعریف و وزن

---

۱. کشورهای ترکیه، چین، اندونزی، تایلند، چک، کره جنوبی، هند، تایوان، شیلی، مصر، فیلیپین، لهستان، مالزی، یونان، آفریقای جنوبی و برزیل.

۲. Frontier markets : این کشورها از کشورهای توسعه‌نیافته وضعیت بهتری دارند اما هنوز به اندازه‌ی کشورهای نوظهور رشد نکرده‌اند.

۳. کشورهای سریلانکا، اردن، بنگلادش، بحرین، تونس، صربستان، رومانی و نیجریه

۴. اطلاعات کشورها و بازه‌ی‌زمانی مورد مطالعه برای هرکشور، در پیوست (آ) گزارش شده‌است

5. Morgan Stanley Capital International
6. International Country Risk Guide
7. Political Risk Servies Group

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

معیارهای ذیل این شاخص در پیوست (ب) گزارش شده‌است. در این شاخص بر اساس برآیند وضعیت ریسک حوزه‌های مختلف برای هر کشور، امتیازی بین ۰ تا ۱۰۰ به آن کشور اختصاص داده می‌شود که امتیاز بالاتر به معنای ریسک سیاسی کمتر است.

در این پژوهش برای سنجش تأثیر ریسک سیاسی بر نسبت p/e در بازارهای مختلف، از مدل‌های درون‌زا (با وجود وقفه متغیر وابسته) و تخمینگرهای GMM و FGLS[1] برای ۲۶کشور در حال توسعه در طول ۱۷ سال استفاده شده است. از آنجا که در کنار ریسک سیاسی عوامل دیگری نیز بر نسبت p/e بازارها مؤثرند، متغیرهای کنترلی مختلف با اتکا به ادبیات موضوعی استخراج و در تصریحات استفاده شده است. پس از کنترل کردن برای متغیرهایی مانند ضریب پرداخت سود، نرخ رشد سود، نرخ سود بدون ریسک و تورم، نتایج حاکی است از اینکه ریسک بیشتر در بازارهای نوظهور، در حال توسعه و روبه رشد به کاهش معنادار نسبتp/e منجر می‌شود. به طور خاص، به ازای ۱۰ واحد افزایش ریسک سیاسی (کاهش ۱۰امتیاز شاخص ریسک سیاسی ICRG) نسبت p/e، ۳/۴ واحدکاهش می‌یابد. این نتیجه نسبت به تصریحات مختلف مدل و استفاده از تخمینگرهای متفاوت مستحکم[2] است.

روند پیش‌رو در این مقاله به این صورت است که ابتدا مبانی نظری این پژوهش شرح داده می‌شود، سپس مروری بر مطالعات گذشته انجام می‌شود و یافته‌های مطالعات ایشان در زمینه عوامل مؤثر بر نسبت p/e شرح داده می‌شود. در ادامه پس از معرفی منابع داده‌های

1. Feasible Generalized Least Squares
2. Robust

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

استفاده مدل، به شرح روش پژوهش و یافته‌ها پرداخته می‌شود. بخش نهایی مقاله نیز به جمع‌بندی نتایج حاصل از پژوهش اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری

مدل تئوریک پایه‌ایِ مورد استفاده در ادبیات موضوعی برای نسبت p/e، مدل گوردون (۱۹۶۲) است. این مدل برگرفته از روش تنزیل سود تقسیمی (DDM) و با فرض رشد سود ثابت (g)، سود تقسیمی[1] (d) مورد انتظار و نرخ بازدهی مورد انتظار[2] (k)، ارزش یک دارایی را به صورت رابطه (۱) نشان می‌دهد.

$$p = \frac{E(d)}{k-g} \qquad (۱)$$

هر یک از اجزای معادله مدل گوردون نقش مهمی در تعیین ارزش دارایی ایفا می‌کنند. سود تقسیمی مورد انتظار E(d) نشان‌دهنده مبلغی است که سرمایه‌گذار انتظار دارد به صورت سود تقسیمی دریافت کند. نرخ بازدهی مورد انتظار k بیانگر نرخ بازدهی است که سرمایه‌گذار برای سرمایه‌گذاری خود در نظر می‌گیرد. نرخ رشد ثابت g نیز نشان‌دهنده نرخ رشد سود تقسیمی در طول زمان است. رابطه $k-g$ نیز نشان‌دهنده اختلاف بین نرخ بازدهی مورد انتظار و نرخ رشد سود تقسیمی است که نقش کلیدی در تعیین ارزش دارایی دارد.

با تقسیم دو طرف رابطه (۱) بر سود (e)، رابطه (۱) برای نسبت p/e به دست می‌آید.

$$\frac{p}{e} = \frac{E(d/e)}{k-g} \qquad (۲)$$

---

1. Dividend
2. Required Rate of Return

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

این نسبت به صورت مقطعی، امکان مقایسه شرکت‌ها، صنایع و یا بازار سرمایه کشورها را فراهم می‌کند. همچنین از آنجا که حاصل برایند انتظارات سرمایه‌گذارن در مورد جریان درآمدی آینده است، به صورت سری زمانی نیز کاربرد مقایسه‌ای دارد و می‌تواند تصورات سرمایه‌گذاران را نسبت به شرایط و چشم انداز آینده، نمایندگی کند.

بنابر معادله (۲)، می‌توان عوامل مؤثر بر نسبت p/e را به سه دسته تقسیم کرد که عبارت‌اند از ضریب پرداخت سود، نرخ رشد سود و بازدهی مورد انتظار.

بر اساس رابطه (۲) انتظار بر این است که ضریب پرداخت سود (d) اثر مستقیم و مثبتی بر نسبت p/e داشته باشد. در تفسیر این رابطه می‌توان به این موضوع اشاره کرد که وقتی شرکت‌ها درصد بالاتری از سود به دست آمده را تقسیم می‌کنند، این پیام را مخابره می‌کنند که توانایی حفظ سود خود در این سطوح را در بلند مدت دارا هستند و سود به دست آمده پایدار است.

در خصوص نرخ رشد سود (g) نیز بر اساس معادله (۲)، انتظار بر وجود رابطه مستقیم آن با نسبت p/e است. چرا که قیمت سهام بازتابی از سودهای انتظاری آینده است؛ بنابراین رشد سود بالاتر نیز متناظر با افزایش قیمت سهام و به تبع آن افزایش نسبت p/e خواهد بود.

در نهایت بازدهی مورد انتظار(k) عاملی است که نقش حیاتی در مدل گوردون ایفا می‌کند و تمرکز اصلی این پژوهش نیز بر آن است. تغییرات در k می‌تواند تأثیر قابل توجهی بر ارزش‌گذاری دارایی داشته باشد. اگر k افزایش یابد، ارزش فعلی دارایی کاهش می‌یابد که منجر به کاهش نسبت p/e خواهد شد.

بازدهی مورد انتظار (k) عاملی است که تحت تأثیر شرایط بازار و انتظارات سرمایه‌گذاران قرار دارد. بررسی دقیق و تعیین صحیح k می‌تواند به تحلیل بهتر

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

ارزش‌گذاری دارایی‌ها و پیش‌بینی رفتار بازار کمک کند. شرایط اقتصادی نظیر تورم، نرخ بهره بانکی و ثبات سیاسی از عواملی هستند که می‌توانند بر k تأثیرگذار باشند.

پژوهش حاضر، با معیار قرار دادن مدل گوردن و ملاحظاتی که در پیشنیه ذکر شده است، با تمرکز بر عامل بازدهی مورد انتظار (k)، قصد دارد نقش این متغیر را با تأکید بر وضعیت ریسک سیاسی در تعیین نسبت p/e بازار سرمایه در کشورهای مورد نظر را مورد بررسی قرار دهد.

۳. پیشینه پژوهش

اکثر مطالعاتی که در زمینه عوامل مؤثر بر نسبت p/e انجام‌شده، به صورت درون کشوری بوده‌است. اما تنها مطالعه‌ای که نسبت p/e را به صورت بین کشوری بررسی کرده، رامچاران (۲۰۰۲) است که در پژوهش خود، اثر دو عامل عملکرد اقتصادی و وضعیت اعتباری را به عنوان عوامل کلیدی مؤثر بر نسبت p/e در ۲۱ بازار نوظهور (در آمریکای لاتین، آسیا، اروپا و آفریقا) برای بازه زمانی سال‌های ۱۹۹۲ تا ۱۹۹۹، با تواتر سالانه مورد مطالعه قرار داده‌است. او اذعان داشت بازارهای نوظهور در کشورهای کمتر توسعه‌یافته یا درحال‌توسعه، بیشتر متکی بر رشد واقعی اقتصادی هستند و بنابراین چرخه‌های اقتصادی، تأثیر بالایی بر عملکرد بازار سهام و ارزش‌گذاری در این کشورها دارد. از دیگر ویژگی‌های این بازارها، ریسک‌های به خصوصی مانند بی‌ثباتی سیاسی، نوسانات نرخ‌ارز، ابزارهای نامناسب هج[1] کردن ریسک، کنترل دستوری سرمایه، ضعف نقدشوندگی

1. Hedge

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

بازارمالی، نامتقارن بودن اطلاعات و ناکافی بودن حاکمیت‌شرکتی[1] است. در پژوهش وی از پیمایش[2] Euromoney Country Risk برای استخراج شاخص‌های وضعیت اقتصادی و سطح ریسک استفاده شده‌است. در این پیمایش، عملکرد اقتصادی (پتانسیل رشد) و امتیاز اعتباری (ریسک) برای هر کشور محاسبه می‌شود. در حالت رگرسیون تک‌متغیره[3] امتیاز عملکرد اقتصادی (امتیاز بالاتر معادل رشد بالاتر) و امتیاز اعتباری (امتیاز بالاتر معادل ریسک کمتر)، به ترتیب، در سطوح ۱ و ۵ درصد اثر مثبت و معناداری را بر نسبت p/e نشان‌دادند. اما در حالت رگرسیون چندمتغیره[4] تنها متغیر امتیاز عملکرد اقتصادی دارای اثر مثبت و معنادار بوده است. به نظر می‌رسد معنادار نبودن اثر امتیاز اعتباری در حالت رگرسیون چندمتغیره، ناشی از همبستگی بالای دو متغیر امتیاز اعتباری و عملکرد اقتصادی بوده‌است. در مجموع، نویسنده این مقاله، از عملکرد اقتصادی (پتانسیل سودآوری) به عنوان عامل تعیین‌کننده اختلاف نسبت p/e در میان بازارهای نوظهور نام می‌برد.

در ادامه به مطالعاتی که به صورت درون‌کشوری به عوامل مؤثر بر نسبت p/e پرداخته‌اند اشاره می‌شود. همان‌طور که گفته‌شد، عوامل کلیدی و مؤثر بر نسبت p/e در ادبیات موضوعی، که پایه تئوریک خود را از مدل گوردون گرفته‌اند، عبارت‌اند از ضریب پرداخت سود، نرخ رشد سود و بازدهی مورد انتظار. با توجه به ادبیات موضوعی، شاخص‌های مورد استفاده در ادبیات موضوعی برای این عوامل و اثر آن‌ها بر نسبت p/e بررسی می‌گردد.

---

1. Inadequate corporate governance
2. Survey
3. Uni-variable
4. Multivariable

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

۱-۳. ضریب پرداخت سود[1]

در مطالعات متعدد اثر ضریب پرداخت سود بر نسبت p/e، مثبت و معنادار بوده است (ریلی، ۱۹۸۳؛ وایت، ۲۰۰۰؛ کنستند، ۱۹۹۱؛ جیتمانروج، ۲۰۱۷؛ شمس الدین، ۲۰۰۴). بنابراین در مورد ارتباط مستقیم میان متغیر ضریب پرداخت سود و نسبت p/e، اتفاق نظر وجود دارد.

۲-۳. رشد سود[2]

برخی مطالعات، از داده‌های رشد سود به صورت آینده‌نگر (Ex-Ante) استفاده کرده‌اند؛ اما سایر مطالعات به دلیل در دسترس نبودن داده‌های پیش‌بینی، از داده‌های گذشته‌نگر (Ex-Post) استفاده کرده‌اند. در مطالعاتی که این متغیر را به صورت گذشته‌نگر استفاده کرده‌اند، برخی مطالعات اثر مثبت و معناداری مشاهده کرده‌اند.

نیکبخت (۱۹۹۸) با دوره زمانی ۱۹۸۸ تا ۱۹۹۶ بر روی سهام خارجی قابل معامله در بورس آمریکا، شمس‌الدین (۲۰۰۴) با دوره زمانی ۱۹۸۳ تا ۲۰۰۱ بر روی شاخص بازار سهام استرالیا (ASX 200)، رامچاران (۲۰۰۲) با دوره زمانی ۱۹۹۲ تا ۱۹۹۹ بر ۲۱ کشور نوظهور، آماکو (۲۰۰۲) با دوره زمانی ۱۹۶۵ تا ۱۹۹۷ بر روی شاخص بازار سهام کانادا (TSE 300) ، هانگ و ویرچانتو (۲۰۱۲) با دوره زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۷ بر روی سهام شرکت‌های چینی و ارسلان (۲۰۱۷) با دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ بر روی سهام شرکت‌های ترکیه مطالعه و اثر مثبتی را مشاهده کرده‌اند.

---

1. Dividend payout ratio (DPO)
2. Earnings Growth

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

اما باور و مورس (۱۹۷۸) با دوره زمانی ۱۹۵۶ تا ۱۹۷۴ با مطالعه سهام شرکت‌های آمریکایی رابطه معناداری میان این دو متغیر مشاهده نکردند و در تفسیر عدم رابطه، خاطر نشان کرده‌اند که تغییرات رشد سود در طول یک سال توسط سرمایه‌گذاران موقت در نظر گرفته شده است. همچنین، چو (۱۹۹۴) به صورت مقطعی در سال ۱۹۸۷ برای سهام شرکت‌های آمریکایی، افزا (۲۰۱۲) با دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۹ برای سهام شرکت‌های پاکستانی، فیرهت (۲۰۱۹) با دوره زمانی ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۶ برای سهام شرکت‌های اردنی و شمس الدین (۲۰۱۹) با دوره زمانی ۱۹۸۸ تا ۲۰۱۴ برای شاخص‌های بازار سهام کشورهای G7 اثر معناداری را مشاهده نکرده‌اند.

در مقابل، مطالعاتی که متغیر رشد سود را به صورت آینده‌نگر (با استفاده از داده‌های محقق شده دوره بعدی به عنوان پیشبینی و فرض قابل پیشبینی بودن آن در دوره قبل) استفاده کرده‌اند، همگی رابطه مثبت و معناداری را بین نرخ رشد سود و نسبت p/e یافته‌اند (باور و مورس، ۱۹۷۸؛ ریلی، ۱۹۸۳؛ چو، ۱۹۹۴؛ وایت، ۲۰۰۰؛ جین و روست، ۲۰۰۶؛ زورن، ۲۰۰۹؛ جیتماروج، ۲۰۱۷).

۳-۳. بازدهی مورد انتظار

عامل اثرگذارِ مورد توجه در این پژوهش، بازدهی مورد انتظار است. بر اساس رابطه(۲)، افزایش بازدهی مورد انتظار به کاهش نسبت p/e منجر می‌شود. از آنجا که خود این عامل شاخص یگانه‌ای ندارد، از برخی شاخص‌های مرسوم برای دنبال کردن رفتار آن استفاده می‌شود که به طور کلی برای این منظور در ادبیات موضوعی، از متغیرهای نرخ سود بدون

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

ریسک[1] نرخ تورم و شاخص‌های ریسک استفاده شده است. در ادامه اثر هرکدام از این متغیرها به صورت جداگانه شرح داده می‌شود.

۱-۳-۳. سود بدون ریسک

رابطه‌ای تحت عنوان مدل فد وجود دارد که بیانگر همبستگی بین عایدی اوراق کم ریسک دولتی و عایدی نقدی سهام (D/P) است. بکائرت و انگستورم (۲۰۱۰)، بر اساس مدل قیمت‌گذاری گوردون، عایدی انتظاری سهام و بازدهی انتظاری اوراق کم ریسک را به ترتیب به صورت دو رابطه (۳) و (۴) نشان دادند:

$$EY = -DIV + RRF + ERP \quad (۳)$$

$$BY = EINF + RRF + IRP \quad (۴)$$

که در معادله (۳)، EY عایدی انتظاری نقدی سهام، DIV نرخ رشد سود تقسیمی، RRF نرخ بازدهی حقیقی (تورم کسر شده) و ERP صرف ریسک[2] سهام هستند.

در معادله (۴) نیز BY بازدهی انتظاری اوراق کم ریسک، EINF تورم انتظاری، RRF نرخ بازدهی حقیقی و IRP صرف ریسک تورم[3] هستند.

ایشان با تحلیل عوامل مؤثر بر عایدی انتظاری نقدی سهام (EY) و عایدی انتظاری اوراق کم‌ریسک (BY) (معادلات ۳ و ۴)، در جستجوی عامل مشترکی بودند که بین این

---

1. Risk-free rate
2. Risk Premium
۳. بازدهی که افراد انتظار دارند بابت نگه داری اوراق در حالتی که تورم مطابق انتظار نباشد، دریافت کنند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

دو متغیر همبستگی ایجاد می‌کند. در نهایت، نتیجه گرفتند که این عامل مشترک، افزایش ریسک در شرایط تورمی است. چرا که در شرایط تورمی، ریسک افزایش یافته و به ترتیب در سمت راست معادله‌های ۳ و ۴، متغیرهای صرف ریسک سهام[۱] (ERP) و صرف ریسک تورم (IRP) افزایش می‌یابند. در نتیجه، به ترتیب در سمت چپ معادله‌های ۳ و ۴، متغیرهای عایدی انتظاری نقدی سهام (EY) و عایدی انتظاری اوراق کم ریسک (BY) افزایش یافته و میان این دو متغیر همبستگی مشاهده می‌شود.

حال از آنجا که افزایش ریسک، به وضوح نسبت p/e را کاهش می‌دهد، می‌توان نتیجه گرفت که عامل ایجاد همبستگی (رییسک تورمی) میان عایدی اوراق کم ریسک و عایدی نقدی سهام در خصوص نسبت p/e نیز مؤثر است و موجب همبستگی معکوس میان عایدی اوراق کم ریسک با نسبت p/e نیز می‌شود.

به طور شهودی نیز از آنجا که سود بدون ریسک، می‌تواند یک جایگزین برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام باشد، طبیعتا افزایش نرخ سود بدون ریسک، تمایل به سرمایه‌گذاری در بازار سهام را کاهش می‌دهد. در مطالعاتی که در این زمینه صورت گرفته‌اند، رابطه معکوس و معناداری میان نرخ سود بدون ریسک و نسبت p/e، استنباط شده است (ریلی، ۱۹۸۳؛ آماکو، ۲۰۰۲؛ شمس الدین، ۲۰۰۴؛ زورن، ۲۰۰۹؛ جیتمانروج، ۲۰۱۷؛ شمس الدین، ۲۰۱۹).

البته در مقابل، مطالعاتی نیز بوده‌اند که در آن‌ها ارتباط معناداری بین این دو متغیر یافت نشده‌است. روست (۲۰۰۶) با بررسی شاخص S&P 500 طی سال‌های ۱۹۵۲ تا ۲۰۰۳ و

---

۱. ما به تفاوت بازدهی بدون ریسک و بازدهی مورد انتظار برای قبول خرید سهام.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

تقسیم این دوره به دو بازه زمانی جدا، نتیجه گرفت که در هیچکدام از بازه‌ها بازدهی حقیقی (تورم خارج شده) اثر معنا داری بر نسبت p/e ندارد و علت را ناشی از ثابت بودن آن در بلند مدت دانست، فیرهت (۲۰۱۹) نیز با بررسی سهام شرکت‌های اردنی در بازه سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۶ ارتباط معنا داری میان این دو متغیر نیافت که به تعبیر وی نیز، علت عدم وجود ارتباط میان این دو متغیر، ناشی از عدم وجود تغییرات سود بدون ریسک در بازه مورد مطالعه بوده است.

۲-۳-۳. تورم

در مطالعاتی که اثر نرخ تورم بر نسبت p/e را بررسی کرده‌اند نیز به رابطه معکوسی بین این دو متغیر دست‌یافته‌اند (ریلی، ۱۹۸۳؛ کین، ۱۹۹۶؛ وایت، ۲۰۰۰؛ روست، ۲۰۰۶).

مودیگلیانی و کوهن (۱۹۷۹) تأثیر منفی نرخ تورم بر ارزش دارایی‌ها را ناشی از توهم پولی میان سرمایه‌گذاران می‌دانند که باعث می‌شود جریان نقدی حاصل از یک سرمایه‌گذاری را به جای نرخ بهره حقیقی با نرخ بهره اسمی، که عموماً با تورم افزایش می‌یابد، تنزیل کنند؛ و به علاوه، تأثیر کاهش ارزش حقیقی بدهی‌های شرکت‌ها در نتیجه تورم را در نظر نگیرند. بنابراین نسبت p/e، در دوره‌های تورمی و به دلیل توهم ناشی از آن، در سطوح پایین‌تری قرار می‌گیرد. اما کمپل و ولتیناو (۲۰۰۴)، اثر منفیِ تورم بر نسبت p/e را نه ناشی از توهم، بلکه ناشی از لحاظ‌کردن صدمات اقتصادیِ شرایطِ تورمی، توسط سرمایه‌گذارن می‌دانند، چرا که این صدمات، منجر به کاهش رشد حقیقی بنگاه‌های اقتصادی در آینده می‌شوند. علاوه بر آن، در شرایط تورمی، محیط اقتصادی پرریسک‌تر

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

و سرمایه‌گذاران نیز ریسک گریزتر می‌شوند، که در نتیجه آن، بازدهی مورد انتظار سهام افزایش و به تبع آن نسبت p/e کاهش می‌یابد.

۳-۳-۳. ریسک

هرچند مطالعات بین کشوری کمی در مورد تأثیر عوامل مختلف بر p/e وجود دارد، اما مطالعات در زمینه عوامل مؤثر بر بازدهی سهام (شاخص بازار سهام) غنی است. از آنجا که به مانند نسبت p/e، یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار بر متغیر بازدهی سهام عامل ریسک است، می‌توان از این نوع مطالعات، برای پاسخ به سؤال پژوهش حاضر ایده‌گرفت. در مطالعات بین‌کشوری، اثر ریسک سیاسی به عنوان عاملی مهم و اثرگذار بر بازدهی بازارسرمایه در کشورهای مختلف مورد توجه قرار گرفته‌است. در ادامه با توجه به اهمیت متغیر ریسک سیاسی در سؤال این پژوهش و تشابه بالای عوامل مؤثر بر دو متغیر بازدهی سهام و نسبتp/e به مطالعاتی که ارتباط ریسک سیاسی و بازدهی بازار سهام را به صورت بین‌کشوری مورد بررسی قرار داده‌اند، پرداخته می‌شود.

بیلسون و دیگران (۲۰۰۲) معتقدند که ریسک سیاسی تأثیر مهم و فزاینده‌ای در تصمیم‌گیری برای تخصیص بهینه پورتفولیوها دارد. آن‌ها رابطه‌ای معکوس بین امتیاز ریسک سیاسی و بازدهی در بورس‌های نوظهور یافتند اما، در مورد بازارهای توسعه‌یافته رابطه‌ای پیدا نکردند. ایشان از شاخص ICRG، برای سنجش امتیاز ریسک سیاسی کشورها استفاده کرده‌اند. در این مطالعه که با تواتر ماهانه برای ۱۶ کشور نوظهور برای بازه سال‌های ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۷ انجام شده، مدل رگرسیون پانلی زیر برآورد شده‌است:

$$r_{it} = w_i + \beta \Delta PR_{it} + \theta X_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۵)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

که در آن r_{it} بازدهی تعدیل شده نسبت به بازدهی جهانی، ΔPR_{it} تغییرات ماهانه امتیاز ریسک سیاسی، X_{it} نیز برداری از متغیرهای کنترلی نظیر نرخ ارز، تغییرات عایدی نقدی سهام و واریانس بازدهی بورس هرکشور هستند. برآورد رابطه (۵) رابطه‌ای منفی بین امتیاز ریسک سیاسی و بازدهی‌های تعدیل شده نشان می‌دهد.

لهکنن و هیمونن (۲۰۱۵) نیز در مطالعه‌ای که روی ۴۹ کشور نوظهور بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ با تواتر سالانه انجام دادند، دو متغیر دموکراسی و ریسک سیاسی (از دو منبع ICRG و Polity IV) را بر بازدهی بازار سهام مؤثر یافتند و نشان دادند که افزایش امتیاز ریسک سیاسی، باعث افزایش بازدهی بازار سهام می‌شود. مطالعه ایشان به روش GMM System وکنترل عوامل متعدد انجام شده است. مطالعات دیگری نیز همچون دیامونته (۱۹۹۶)، ارب و دیگران (۱۹۹۶) و پروتی و ون اوجن (۲۰۰۱)، به نتایج مشابهی در مورد رابطه مستقیم بین بهبود وضعیت سیاسی (کاهش ریسک) و افزایش بازدهی بازار سهام دست یافته‌اند.

نوآوری این پژوهش را می‌توان از چند بعد بررسی کرد. از جمله اینکه برای بار نخست است که اثر ریسک سیاسی بر نسبت p/e به صورت بین کشوری بررسی می‌شود. همچنین از آنجا که کشورهای با اقتصاد در حال توسعه در زمینه دسترسی به داده‌ها در گذشته با محدودیت رو به رو بوده‌اند، این گونه کشورها در ادبیات موضوعی کمتر مورد مطالعه قرارگرفته‌اند که در این مطالعه اتفاقاً تمرکز بر روی بررسی همین نوع از کشورها است. در مورد بررسی نسبت p/e نیز تمامی مطالعات گذشته (به جز یک مورد که بازه زمانی مورد مطالعه‌ای کاملاً مجزا از این مطالعه دارد)، به صورت درون کشوری بوده‌اند، بنابراین خلا وجود مطالعه بین‌کشوری در مورد این متغیر کاملاً احساس می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

در این مطالعه از مدل پویا استفاده شده است چرا که نسبت p/e بی ارتباط با گذشته خود نیست و در صورتی که این خصوصیت متغیر وابسته، در نظر گرفته نشود، برآورد ضرایب در مدل رگرسیونی دچار تورش خواهد شد. از دیگر مزیت‌های این پژوهش می‌توان به تنوع متغیرهای کنترلی استفاده شده در مدل اشاره کرد که به این منظور، سعی شده با لحاظ تمامی عوامل مؤثر بر متغیر وابسته و کنترل آن‌ها، اثر خالص متغیر ریسک سیاسی بر نسبت p/e سنجیده شود.

همچنین برای نخست، ایران در یک مطالعه بین کشوری در مورد نسبت p/e در نظر گرفته شده است. مضاف بر آن، در مورد سایر متغیرهای شاخص بازار سرمایه نیز که به صورت بین کشوری انجام شده است، ایران به ندرت حضور داشته و در مجموع می‌توان گفت این پژوهش از محدود مطالعاتی است که در مورد بازار سرمایه به صورت بین کشوری بوده و ایران نیز جزو کشورهای مورد مطالعه قرار دارد.

۴. داده ها

امتیاز ریسک سیاسی (شاخص ICRG)

شاخص امتیاز ریسک سیاسی ICRG، برای این پژوهش از موسسه[1] PRS Group خریداری شده است. این متغیر بر اساس برآورد کارشناسان خبره، از وضعیت حوزه‌های مختلفی که این شاخص را تشکیل می‌دهند، محاسبه می‌شود. در این شاخص از برآیند وضعیت ریسک حوزه‌های مختلف برای ۱۴۱ کشور، امتیازی بین ۰ تا ۱۰۰ به هر کشور اختصاص داده می‌شود که امتیاز بالاتر، به معنای ریسک سیاسی کمتراست.

1. www.prsgroup.com

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

با وجود در دسترس بودن این متغیر به صورت ماهانه، به دلیل تغییرات اندک متغیر امتیاز ریسک سیاسی در کوتاه مدت، بررسی اثر تغییرات این متغیر بر نسبت p/e ممکن است متأثر از نوسانات موقت قیمتی شود و نتوان به درستی اثر امتیاز ریسک سیاسی را مشاهده کرد. بنابراین همانند دیگر مطالعاتی که از شاخص ICRG برای ریسک سیاسی استفاده کرده‌اند، استفاده از داده‌های این متغیر، بر اساس داده‌های سالانه است.

نسبت p/e

داده‌های نسبت p/e برای برخی از کشورها (ایران ، مصر، تایلند، هند، کره جنوبی و بحرین) از سایت بازارسرمایه کشورهای مربوطه گرفته شده است. برای سایر کشورها به دلیل موجود نبودن اطلاعات و یا عدم دسترسی رایگان برای عموم، داده‌ها از سایت www.ceicdata.com، که اطلاعات کشورهای درحال‌توسعه را جمع‌آوری می‌کند، خریداری شده است. در مجموع، این داده‌ها برای ۲۶ کشور موجود است. این متغیر برای هر کشور، از میانگین موزون (بر اساس ارزش بازار) نسبت p/e برای شرکت‌های قابل معامله در بازار سرمایه آن کشور محاسبه شده است. بازه زمانی موجود برای داده‌های این متغیر از سال ۲۰۰۳ تا ۲۰۲۰ (نامتوازن) است.

ضریب پرداخت سود (DPO)

داده‌های ضریب پرداخت سود، شرایطی مشابه داده‌های نسبت p/e دارند و داده‌ها از سایت www.ceicdata.com، که اطلاعات کشورهای درحال‌توسعه را جمع‌آوری می‌کند، خریداری شده است. با این تفاوت که این داده‌ها، تنها برای ۱۹ کشور موجود است. بازه زمانی موجود برای داده‌های این متغیر نیز از سال ۲۰۰۳ تا ۲۰۲۰ (نامتوازن) است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

رشد تولید ناخالص داخلی

از رشد تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت) به عنوان یک شاخص برای رشد سود شرکت‌ها استفاده می‌شود. رشد تولید ناخالص داخلی سالانه از سایت بانک جهانی[1] یا وبسایت‌های بانک مرکزی کشورهای مربوطه، به صورت فصل‌زدایی شده[2] دریافت شده است.

سود بدون ریسک

نرخ سود بدون ریسک برای کشورهای مختلف، وضعیت متفاوتی دارد. برای برخی کشورها که داده‌های اوراق دولتی برای آن‌ها موجود بوده است، از بازدهی سالانه این اوراق (از داده‌های بانک مرکزی کشورهای مربوطه) استفاده شده است. برای برخی دیگر کشورها که داده‌های بازدهی اوراق در دسترس نبود، از نرخ سود بانکی استفاده شده است.

تورم

نرخ تورم بر اساس تغییرات شاخص قیمت مصرف کننده[3] که از بانک جهانی و یا از وبسایت‌های بانک مرکزی کشورهای مربوطه دریافت شده، به صورت سالانه محاسبه شده است.

شاخص VIX

شاخص تلاطم[4] که توسط بورس اختیار معامله شیکاگو[5] و مبتنی بر انتظارات نسبت به تلاطم ضمنی اختیار معاملات شاخص S&P 500 محاسبه می‌شود به صورت گسترده به عنوان

1. World Bank
2. Seasonally adjusted
3. Consumer Price Index (CPI)
4. Volatility Index (VIX)
5. Chicago Board Options Exchange

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

شاخص مخاطرات بازارهای جهانی استفاده می‌شود. شاخص VIX به صورت ماهانه از سایت www.finance.yahoo.com، دریافت شده و برای کنترلِ اثر ریسک‌های جهانی استفاده شده است (مشترک برای کشورهای مختلف). به منظور استفاده از این متغیر، از سطوح شاخص VIX طی ماه‌های هر سال میانگین گرفته شده است.

نتایجی که بر اساس داده‌های سالانه گزارش می‌شود، همگی از بازه سال ۲۰۰۳ تا آغاز سال ۲۰۲۰ به صورت نامتوزان و به تفکیک برای دو حالت حضور و عدم حضور متغیر ضریب پرداخت سود (DPO) در مدل گزارش می‌شود. علت این تفکیک، این است که در صورت استفاده از متغیر ضریب پرداخت سود (DPO) در مدل، تنها می‌توان از داده‌های ۱۹کشور استفاده کرد. بنابراین، با وجود اهمیت حضور این متغیر در مدل بر اساس تئوری، برآورد ضرایب مدل‌ها بدون حضور این متغیر نیز صورت می‌گیرد تا بتوان تعداد کشورهای مورد مطالعه را به ۲۶ کشور افزایش داد.

در جدول ۱ آماره توصیفی سالانه متغیرهای موجود در پژوهش گزارش شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

جدول ۱. آماره توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه	تعداد کشورها	دوره زمانی
نسبت p/e	۱۵/۵	۶/۵	۳/۷	۷۰/۶	۲۶	۲۰۲۰-۲۰۰۳
نسبت p/e (بین کشوری)		۴/۲	۶/۴	۲۱/۲		
نسبت p/e (درون کشوری)		۵	۵/۵	۶۵/۸		
امتیاز ریسک سیاسی	۶۳/۴	۸/۹	۴۲/۶	۸۱/۷	۲۶	۲۰۲۰-۲۰۰۳
امتیاز ریسک سیاسی (بین کشوری)		۸/۲	۴۴/۷	۷۷/۸		
امتیاز ریسک سیاسی (درون کشوری)		۳/۵	۵۴/۲	۷۵		
DPO (درصد)	۵۳/۵	۲۶/۶	۱۶/۷	۲۲۴/۹	۱۹	۲۰۲۰-۲۰۰۳
سود بدون ریسک (درصد)	۷/۴	۴/۷	۰/۴	۳۵/۷	۲۶	۲۰۲۰-۲۰۰۳
رشد GDP (درصد)	۲/۳	۱/۸	-۲/۷	۸/۱	۲۶	۲۰۲۰-۲۰۰۳
تورم (درصد)	۵/۳	۵/۲	-۱/۵	۳۹/۳	۲۶	۲۰۲۰-۲۰۰۳
شاخص VIX	۱۸/۴	۵/۹	۱۱	۳۲/۲	۲۶ (مشترک)	۲۰۲۰-۲۰۰۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

۵. روش شناسی و یافته‌های پژوهش

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش به صورت پانل (تابلویی) هستند. برای این حالت از داده‌ها یکی از روش‌های تلفیقی[۱] اثرات ثابت[۲] یا اثرات تصادفی[۳]می تواند مناسب باشد.

به منظور تشخیص روش مناسب در میان روش‌های یاد شده، در این پژوهش از دو آزمون F لیمر و کای‌دو استفاده شده است. با رد فرضیه H_0 (تلفیقی بودن داده‌ها)، در سطح معناداری ۱ درصدی در دو آزمون عنوان شده، نتیجه گرفت شد که مدل باید با اثر ثابت برآورد شود.

همخطی[۴]

درتحلیل‌های چندمتغیره، اگر مشکل همخطی بین متغیرهای توضیح دهنده رخ دهد، واریانس ضرایب تخمین‌زده شده افزایش می‌یابد و تفسیر معناداری ضرایب را دچار اشکال می‌کند. برای بررسی امکان وجود مشکل همخطی میان متغیرهای توضیح‌دهنده، VIF[5] همه متغیرها محاسبه شده است که همگی با اختلاف زیادی از عدد ۱۰ فاصله دارند. بنابراین، نگرانی بابت وجود همخطی میان متغیرها وجود ندارد.

---

36. Pooled
37. Fixed effect
38. Random effect
4. Multicollinearity
5. Variance Inflation Factor

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

آزمون مانایی[1]

روش‌های سنتی و معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب برای داده‌های سری‌زمانی، بر این فرض استوار است که متغیرهای مورد استفاده در مدل، مانا باشند. وجود ریشه‌واحد[2] به معنی نامانا بودن داده‌ها است. که منجر به بروز مشکلاتی در اعتبار آزمون های انجام شده می‌شود و، اصطلاحا، مشکل رگرسیون کاذب ایجاد می‌کند. از رایج‌ترین آزمون‌های ریشه‌واحد (برای بررسی مانایی)، می‌توان به آزمون هریس و زوالیس[3] اشاره کرد. فرض صفر این آزمون‌ها به معنای وجود ریشه واحد است که در صورت رد این فرض در آزمون‌ها، می‌توان نتیجه گرفت که متغیرها مانا هستند. نتایج این آزمون‌ها برای این پژوهش در جدول ۲ گزارش شده است.

از آنجا که بر اساس نتایج جدول ۲، نسبت p/e دارای ریشه واحد نیست. بنابراین نگرانی بابت مشکل رگرسیون واحد وجود ندارد.

در صورتی که متغیر نسبت p/e به عنوان متغیر وابسته در این پژوهش دارای ریشه واحد می‌بود، مدل[4] ARDL نیز برای پژوهش می‌توانست مناسبت باشد. اما با توجه اینکه نسبت p/e دارای ریشه واحد نیست، استفاده از مدل ARDL موضوعیت ندارد.

---

1. Stationarity
2. Unit-Root
3. Harris and Tzavalis
4. Autoregressive Distributed Lag

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

جدول ۲. نتایج حاصل از تخمین آزمون‌های ریشه واحد

متغیرها	بدون روند		با روند	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال
P/E	-۱۲/۹۸۴۹	۰/۰۰۰۰**	-۷/۹۵۷۸	۰/۰۰۰۰**
Risk Point	-۰/۴۸۷۴	۰/۳۱۳۰	۱/۲۷۳۰	۰/۸۹۸۵
DPO	-۱۱/۱۸۴۱	۰/۰۰۰۰**	-۶/۴۷۳۴	۰/۰۰۰۰**
INTEREST RATE	-۱/۹۳۶۹	۰/۰۲۶۴*	۱/۲۰۸۷	۰/۸۸۶۶
GDP GROWTH	-۱۱/۳۲۷۲	۰/۰۰۰۰**	-۸/۰۶۱۷	۰/۰۰۰۰**
INFLATION	-۹/۲۸۸۹	۰/۰۰۰۰**	-۵/۱۶۵۵	۰/۰۰۰۰**
VIX	-۴/۶۲۲۱	۰/۰۰۰۰**	-۰/۰۷۲۸	۰/۴۷۱۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

** به معنی مانا بودن در سطح ۱ درصد و * به معنی مانا بودن در سطح ۵ درصد است.

مدل پویا[1] و درون‌زایی[2]

برای بسیاری از مدل‌های اقتصادی که ماهیت متغیرها در طول زمان، دارای ارتباط قوی با گذشته و آینده خود هستند، از مدل پویا استفاده می‌شود. وقتی که در یک مدل، علاوه بر متغیرهای مستقل، در سمت راست معادله رگرسیونی، وقفه یا وقفه‌های متغیر وابسته نیز وجود داشته باشد، مدل دارای پویایی است. مدل‌های پویا، ملاحظات خاص خود را دارند که باید مورد توجه قرار گیرند. از جمله، توجه به مشکل همبستگی میان وقفه متغیر وابسته

1. Dynamic
2. Endogeniety

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

و جز خطا، که فرض برون‌زا بودن متغیرهای توضیح‌دهنده را نقض می‌کند و مدل را دچار مشکل درون‌زایی[1] می‌کند.

فرم استاندارد برای یک مدل نوعی پانل، به صورت معادله (۶) است:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_i X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۶)$$

که در آن y_{it} متغیر وابسته، β_0 عرض از مبدا، β_i ضریب متغیرهای توضیحی، X_{it} متغیرهای توضیحی، μ_i اثر ثابت و ε_{it} جز خطا هستند.

اما مشکل درون‌زاییِ ناشی از حضور وقفه متغیر وابسته، باعث می‌شود که فرض عدم ارتباط متغیرهای توضیح‌دهنده و جز خطا نقض شود. نقض این فرض، تخمین ضرایب را دچار تورش می‌کند. اگر مدل رگرسیون (۶) به شکل یک مدل پویا (با وجود وقفه متغیر وابسته) بازنویسی شود، مدل رگرسیونی (۷) به دست می‌آید.

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 y_{i,t-1} + \beta_i X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۷)$$

حال با توجه به اینکه متغیر $y_{i,t-1}$ در سمت راست معادله (۷) نیز در خود حاوی متغیر ثابت در طول زمان (μ_i) است، بنابراین با جز μ_i در معادله (۷) نیز که قسمتی از جز خطای مدل است، همبستگی خواهدداشت که در نهایت می‌توان نتیجه گرفت متغیر توضیح‌دهنده $y_{i,t-1}$، با جز خطا همبستگی دارد و فرض عدم درون‌زایی نقض می‌شود.

البته می‌توان از معادله (۷) تفاضل گرفت و جز μ_i را حذف کرد، که در آن صورت معادله (۸) به دست خواهدآمد.

---

1. Endogeneity

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

$$\Delta y_{it} = \beta_1(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \beta_i \Delta X_{it} + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (۸)$$

اما با توجه به اینکه در معادله (۸) نیز $\varepsilon_{i,t-1}$، جزئی از $y_{i,t-1}$ است، هنوز مشکل درون‌زایی وجود دارد (تورش نیکل)[1]. بنابراین حتی با تفاضل گرفتن نیز نمی‌توان مشکل درون‌زایی را در مدل‌های پویا حل کرد.

در این پژوهش نیز با توجه به این که گذشته متغیر نسبت p/e، اهمیت بالای در دیدگاه سرمایه‌گذاران دارد، وقفه متغیر وابسته به عنوان یکی از متغیرهای کنترلی در مدل استفاده می‌شود. حضور وقفه نسبت p/e در مدل، با ادبیات موضوعی نیز سازگار است (کین، ۱۹۹۶؛ ارسلان، ۲۰۱۷؛ شمس الدین، ۲۰۱۷). در ادامه روش حذف مشکل درون‌زایی معرفی می‌شود.

۱-۵. روش GMM

برای حذف درون‌زایی، اندرسون و هسایو (۱۹۸۱) پس از تفاضل گرفتن از متغیرهای مدل، از وقفه دوم متغیر وابسته به عنوان ابزاری برای وقفه متغیر وابسته استفاده کردند. علت استفاده از وقفه دوم متغیر وابسته به عنوان ابزار، این بود که این متغیر با وقفه اول متغیر وابسته، همبستگی بالایی دارد اما با جز خطا همبستگی ندارد. البته این روش در ادامه توسعه پیدا کرد و به کمک روش GMM، کارایی در تخمین افزایش پیدا کرد.

پس از آن، مدلی توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) ارائه شد که به اسم GMM تفاضلی[2] شناخته می‌شود. در این مدل، پس از تفاضل گرفتن از متغیرها، از وقفه در سطحِ متغیرهای سمت راست رگرسیون به عنوان ابزاری برای تفاضل متغیرها استفاده می‌شود. اما

1. Nickell bias
2. Difference GMM

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

به عقیده آرلانو و باور (۱۹۹۵)، اگر این متغیرها رفتار گام تصادفی[1] داشته باشند، وقفه‌های در سطح، ابزار ضعیفی برای تفاضل اول متغیرها هستند. با توجه به ضعف این نوع از ابزارها، نسخه تعمیم یافته GMM، یعنی GMM سیستمی[2] معرفی شد که توسط بلوندل و باند (۱۹۹۸) کامل‌تر شد و شکل نهایی به خود گرفت. در روش GMM سیستمی، علاوه بر استفاده از وقفه‌های در سطح به عنوان ابزار برای تفاضل اول متغیرها، از وقفه تفاضلی متغیرها نیز به عنوان ابزار برای متغیرهای در سطح استفاده می‌شود.

اما مسئله‌ای که در مورد استفاده از ابزار وجود دارد، این است که ابزارهای مورد استفاده باید با جملات خطا متعامد[3] باشند (همبستگی نداشته باشند) و اینکه دارای همبستگی با متغیرهای درون‌زای مدل باشند. در مدل GMM نیز که یک مدل ابزاری است، باید همین شرایط برقرار باشد.

بنابراین برای اطمینان از معتبر بودن نتایج روش GMM، دو مسئله مهم باید مورد توجه قرار گیرد؛ مورد اول، ازدیاد متغیرهای ابزاری است که موجب تشخیص بیش از حد[4] می‌شود و مورد دوم، خودهمبستگی سریالی میان اجزای خطا است، که با افزایش دوره‌های زمانی یا کاهش تعداد گروه‌ها، این دو مسئله حادتر می‌شود. با توجه به این موضوع، روش GMM تفاضلی (به دلیل استفاده از ابزارهای کمتر) نسبت به GMM سیستمی، برای سری‌های زمانی بلند، مناسب‌تر است. برای بررسی اعتبار متغیرهای ابزاری،

1. Random Walk
2. System GMM
3. Orthogonal
50. Over-Identification

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

از آزمون J (هانسن)[1] که با توزیع کای-دو[2] (با درجات آزادی معادل تعداد محدودیت‌های بیش از حد مشخص) به دست می‌آید، استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون، عدم همبستگی متغیرهای ابزاری با اجزای خطا را نشان می‌دهد که عدم رد آن، دلالتی بر معتبر بودن متغیرهای ابزاری استفاده شده در مدل است (متعامد بودن ابزارها و جز خطا). همچنین مشابه آزمون هانسن، آزمون سارگان[3] نیز به منظور بررسی معتبر بودن استفاده از متغیرهای ابزاری انجام می‌شود؛ آزمون سارگان نیز دارای توزیع کای_دو است و عدم رد فرض صفر آن، حاکی از معتبر بودن متغیرهای ابزاری است.

همچنین برای اینکه بتوان نتایج روش GMM را معتبر دانست، باید همبستگی مرتبه دوم جز خطا آزمون شود. فرض صفر آزمون آرلانو و باند که برای این منظور طراحی شده است، به معنای عدم وجود همبستگی مرتبه دوم برای جز خطا است.

لازم به توضیح است که به دلیل بالا بودن تعداد دوره‌های زمانی نسبت به تعداد کشورها و ازدیاد ابزارها، روش GMM سیستمی مناسب این پژوهش نیست. بنابراین، از روش GMM تفاضلی به عنوان روش اصلی در این پژوهش استفاده می‌شود. مدلی که در این پژوهش به روش GMM تفاضلی برآورد می‌شود، در رابطه (۹) آمده است.

$$\left(\frac{p}{e}_{it}\right) = \lambda \left(\frac{p}{e}_{it-1}\right) + \beta \left(Risk\ Point_{it}\right) + \sum_{j=1}^{J} \theta_j \left(Z_{jit}\right) + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (۹)$$

1. Hansen test
51. Chi-Square
3. Sargan test

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

در رابطه (۹)، $(\frac{p}{e}_{it})$ و Risk Point، به ترتیب نسبت قیمت به سود و امتیاز ریسک سیاسی برای کشور i ام در سال t ام هستند. همچنین بردار متغیرهای کنترلی (Z_{jit}) نیز به شرح زیر است:

$$Z_{jit} = \begin{pmatrix} DPO_{it} \\ Interest\ Rate_{it} \\ GDP\ Growth_{it} \\ Inflation_{it} \\ VIX_{t} \end{pmatrix}$$

متغیرهای بردار Z_{ijt} عبارت‌اند از: ضریب پرداخت سود (DPO)، نرخ سود بدون ریسک (Interest$Rate$)، نرخ رشد GDP $(Growth\ GDP)$ و نرخ تورم $(Inflation)$ که دارای اندیس i برای کشور i ام و اندیس t برای سال t ام هستند. همچنین، شاخص ریسک جهانی (VIX)، که تنها در بعد زمان t تغییر می‌کند و برای کشورهای مختلف ثابت است.

نتایج برآورد به روش GMM تفاضلی برای ۱۹ کشوری که متغیر نسبت پرداخت سود (DPO) برایشان وجود دارد، در جدول ۳ گزارش شده است. ستون (۱) این جدول، با استفاده از داده‌های ۱۹ کشور و با وجود تمامی متغیرها در مدل، برآورد شده است. ستون‌های بعدی به منظور تحلیل حساسیت مدل در حالت‌های مختلف است که، پس از پرداختن به نتایج ستون (۱)، به ترتیب توضیح داده خواهند شد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

جدول ۳. نتایج روش GMM تفاضلی (۱۹ کشور)

متغیرها	۱۹ کشور			نوظهور و مرزی	نوظهور	متوازن
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)
P/E(-1)	۰/۰۲۰۱۷۷ (۰/۶۰)	۰/۰۱۰۳۰۰ (۰/۷۴)	۰/۰۲۴۷۰۹ (۰/۵۵)	۰/۰۱۰۵۲۶ (۰/۸۵)	۰/۰۹۹۷۳۳ (۰/۴۳)	۰/۱۰۰۴۴۹ (۰/۰۴)**
Risk Point	۰/۳۴۵۰۰۵ (۰/۰۰)***	۰/۳۵۵۶۳۹ (۰/۰۰)***	۰/۳۵۲۲۲۰ (۰/۰۰)**	۰/۲۸۱۲۷۶ (۰/۰۰)***	۰/۴۷۸۴۸۹ (۰/۲۱)	۰/۲۶۹۲۹۳ *** (۰/۰۰)
DPO	۰/۲۰۰۴۵۵ (۰/۰۰)***	۰/۲۰۲۷۲۵ (۰/۰۰)***	۰/۱۹۷۶۹۲ (۰/۰۰)***	۰/۲۱۱۰۳۱ (۰/۰۰) ***	۰/۱۷۷۸۹۵ *** (۰/۰۰)	۰/۰۰۱۴۶۵ (۰/۹۹)
Interest Rate	-۰/۷۰۷۵۱۹ (۰/۱۱)	-۰/۶۲۱۵۴۵ (۰/۰۲)**	-۰/۶۷۲۲۶۴ (۰/۱۶)	-۰/۶۰۳۷۲۵ (۰/۲۷)	-۰/۲۳۲۱۵۳ (۰/۵۳)	-۰/۶۶۰۳۹۷ (۰/۵۷)
GDP Growth	۰/۶۱۶۰۲۱ (۰/۱۴)	۰/۶۰۶۹۷۶ (۰/۰۵)**	۰/۶۰۶۵۱۸ (۰/۰۰)***	۱/۲۱۲۲۴۸ (۰/۰۰)***	۰/۸۲۷۷۴۷ (۰/۳۵)	۰/۳۴۱۸۳۰ (۰/۵۳)
Inflation	۰/۰۴۲۹۹۴ (۰/۷۶)		۰/۰۶۶۹۰۹ (۰/۴۳)	۰/۱۹۷۳۴۴ (۰/۲۰)	-۰/۴۵۸۰۱۳ (۰/۰۲)**	-۰/۰۹۵۱۸۲ (۰/۷۴)
VIX	۰/۰۲۰۷۰۸ (۰/۵۶)			۰/۰۲۱۱۰۳۱ (۰/۷۲)	-۰/۰۶۴۷۱۷ (۰/۳۹)	۰/۱۰۹۶۴۰ (۰/۵۰)
S&P 500 Return			۰/۰۱۷۸۶۹ (۰/۰۰) ***			
Prob (J-statistic (Hansen))	۰/۵۰۸	۰/۵۷۹	۰/۴۶۶	۰/۵۷۶	۰/۳۶۹	۰/۲۳۹
Prob (Arollano-Bond AR(2))	۰/۷۱۸	۰/۹۱۰	۰/۵۵۲	۰/۹۹۹	۰/۷۷۸	۰/۳۸۴
Prob (Sargan)	۰/۳۰۰	۰/۵۱۷	۰/۴۳۹	۰/۳۸۱	۰/۴۵۴	۰/۰۵۰
Obs	۲۱۹	۲۱۹	۲۱۹	۲۰۵	۱۲۶	۸۸

اعداد داخل پرانتز، p.value ضرایب برآورده شده هستند؛ *،** و *** به ترتیب به معنی معنادار بودن ضرایب در سطح ۵،۱ و ۱۰ درصد است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

بر اساس نتایج جدول ۳ در همه ستون‌ها، فرض عدم وجود همبستگی مرتبه دوم در جز خطا، توسط آزمون $AR(2)$ رد نمی‌شود (همبستگی میان اجزای خطا وجود ندارد). بر اساس آزمون j (هانسن) و آزمون سارگان نیز فرض عدم وجود همبستگی میان ابزارها و جز خطا، رد نمی‌شود (همبستگی میان ابزارها و اجزای خطا وجود ندارد)؛ بنابراین ابزارهای مورد استفاده در مدل GMM تفاضلی برآورد شده، شروط لازم را دارند و می‌توان به نتایج به دست آمده از آن اعتماد کرد.

با توجه به ضریب تخمین خورده برای متغیر امتیاز ریسک سیاسی (۰/۳۵) در سطح معناداری ۱ درصدی، می‌توان نتیجه گرفت که با هر واحد بهبود در امتیاز ریسک سیاسی کشورها، نسبت p/e، ۰/۳۵ افزایش می‌یابد. بنابراین همان‌طور که انتظار می‌رود، وقتی وضعیت ریسک سیاسی یک کشور بهبود می‌یابد، صرفه ریسک مورد انتظار در ارزش‌گذاری سهام در بازار کاهش یافته، و در نتیجه، نسبت p/e افزایش می‌یابد.

متغیر ضریب پرداخت سود (DPO) ضریبی معادل ۰/۲ دارد و در سطح معناداری ۱درصدی، مطابق با مدل گوردون و نتایج دیگر مطالعات انجام شده، اثر مثبتی بر نسبت p/e نشان می‌دهد (ریلی، ۱۹۸۳؛ وایت، ۲۰۰۰؛ کنستند، ۱۹۹۱؛ جیتمانروج، ۲۰۱۷؛ شمس الدین، ۲۰۰۴). در تفسیر این رابطه، می‌توان به این مورد اشاره کرد که هر چه قدر نسبت بیشتری از سود، بین سهامداران تقسیم شود، این سیگنال را ایجاد می‌کند که سود به دست آمده، دارای ثبات و تداوم در آینده است و قابلیت تقسیم میان سهامداران را دارد.

هر چند که ضرایب متغیرهای نرخ سود بدون ریسک و نرخ رشد GDP در سطح ۱۰درصد معنادار نیستند، اما اختلاف بالایی با سطح معناداری ۱۰ درصد ندارند و علامتی مطابق انتظار دارند. همچنین از آنجا که پس از حذف متغیرهایی که اثر معناداری ندارند

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]
[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

(ستون ۲)، ضرایب این دو متغیر در سطح ۵ درصد معنادار می‌شود، تفسیر ضرایب این دو متغیر نیز در ادامه انجام می‌شود.

متغیر نرخ سود بدون ریسک با ضریب ۰/۲-، یک رابطه منفی با نسبت p/e را نشان می‌دهد. این رابطه ناشی از همبستگی نرخ سود بدون ریسک با بازدهی مورد انتظار است، که طبیعتا افزایش در آن، نسبت p/e پایین‌تری را اقتضا می‌کند (ریلی، ۱۹۸۳؛ آماکو، ۲۰۰۲؛ شمس الدین، ۲۰۰۴؛ زورن، ۲۰۰۹؛ جیتمانروج، ۲۰۱۷؛ شمس‌الدین، ۲۰۱۹).

متغیر رشد GDP، با ضریب ۰/۶۱ اثر مثبتی بر نسبت p/e دارد. در تفسیر رابطه مثبت متغیر رشد GDP با نسبت p/e، انتظار بر این است که رشد GDP بالاتر در کشورها (به عنوان یک شاخص برای رشد سود شرکت‌ها)، سیگنالی مثبت از وضعیت سودآوری شرکت‌ها در آینده تلقی شود. بهبود انتظارات نسبت به سودآوری شرکت‌ها، افزایش در نسبت p/e را نتیجه می‌دهد (نیکبخت،۱۹۹۸؛ شمس الدین، ۲۰۰۴؛ رامچاران، ۲۰۰۲؛ آماکو، ۲۰۰۲؛ هانگ و ویرچانتو، ۲۰۱۲؛ ارسلان، ۲۰۱۷).

متغیرهای وقفه متغیر وابسته، شاخص VIX و نرخ تورم نیز سطوح معناداری قابل قبولی ندارند. به همین دلیل، در ستون (۲) جدول ۳، دو متغیر شاخص VIX و نرخ تورم، از مدل حذف شده‌اند؛ این تغییر، به جز بهبود در سطح معناداری دو متغیر نرخ سود بدون ریسک و رشد GDP، تغییر با اهمیتی در نتایج ایجاد نمی‌کند.

همچنین با توجه به معنادار نبودن ضریب متغیر شاخص VIX، به منظور کنترل عوامل جهانی و تحلیل حساسیت مدل نسبت به تغییر شاخص برای این عامل، از بازدهی شاخص S&P 500 در مدل استفاده شده است و نتایج مربوطه در ستون (۳) جدول ۳ گزارش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

شده‌است. در این حالت نیز، ضمن مثبت و معنادار بودن اثر متغیر بازدهی شاخص 500 S&P، کماکان متغیر امتیاز ریسک سیاسی با ضریبی مشابه، اثر مثبتی بر نسبت p/e دارد.

در ستون (۴) جدول ۳، کشور ایران به این دلیل که جزو کشورهای نوظهور و مرزی[۱] نیست، از مدل حذف شده است، که با وجود این تغییر کماکان متغیر امتیاز ریسک سیاسی، دارای رابطه مستقیم با نسبت p/e است.

در ستون (۵) جدول ۳، صرفاً از داده‌های کشورهای نوظهور (۱۲ کشور) استفاده شده است که در این حالت سطح معناداری متغیر امتیاز ریسک سیاسی تا سطح ۲۱ درصد تضعیف شده است که می‌تواند ناشی از نامتوازن بودن پانل و کاهش مشاهدات باشد. در این حالت تنها دو متغیر ضریب پرداخت سود (DPO) و نرخ تورم به ترتیب با ضرایب ۰/۱۸ و ۰/۴۶- ، در سطوح معناداری ۱ و ۵ درصد بر نسبت p/e دارند.

داده‌های پانل مورد استفاده در این پژوهش که نتایج آن تاکنون بیان شد، نا متوازن[۲]هستند (به دلیل در دسترس نبودن متغیر نسبت p/e در سال‌های ابتدایی دوره مورد مطالعه برای برخی کشور ها). برای اطمینان از اینکه نتایج گرفته شده، در پانلی متوازن نیز پایدار است، نتایج برآورد ضرایب به روش GMM تفاضلی برای حالت داده‌های متوازن نیز انجام شده است. برای این منظور با کاهش دوره‌زمانی و تعداد کشورها (۱۱ کشور[۳] طی سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۸)، نتایج مربوطه برای حالت متوازن، در ستون (۶) جدول ۳، گزارش

---

۱. کشورهایی که از گروه کشورهای توسعه نیافته خارج شده‌اند و در حال نزدیک شدن به گروه کشوری‌های نوظهور یا در حال توسعه هستند.

2. Unbalance

۳. کشورهای ترکیه، تایلند، چک، اردن، کره، هند، تایوان، مصر، ایران، بحرین، چین

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

شده است. با توجه به نتایج حالت متوازن نیز ضریب تخمین خورده برای متغیر امتیاز ریسک سیاسی، با ضریب ۰/۲۷ در سطح معناداری ۱ درصدی (به مانند حالت نامتوازن)، اثر مثبتی بر نسبت p/e را نشان می‌دهد.

اما آنچه تاکنون شرح آن رفت، برای کشورهایی بود که متغیر ضریب پرداخت سود (DPO) برای آن‌ها موجود بود. در صورتی که این متغیر از مدل حذف شود، تعداد کشورها به ۲۶ کشور افزایش می‌یابد. نتایج روش GMM تفاضلی برای این کشورها در جدول۴ گزارش شده است، که در ادامه به شرح آن پرداخته می‌شود.

همانند نتایج جدول ۳، در همه ستون‌های جدول ۴ نیز دو آزمون آرولاند و باند و هانسن برای تأیید اعتبار مدل GMM تفاضلی، که عبارت‌اند از عدم وجود همبستگی مرتبه دوم جز خطا و عدم همبستگی میان ابزارها و جز خطا، برقرار است. البته در برخی حالت‌ها فرض صفر آزمون سارگان در سطح ۵ درصد رد می‌شود اما عموماً آزمون هانسن در خصوص اعتبار ابزارهای استفاده شده از اهمیت و استحکام بیشتری برخوردار است و می‌توان کماکان نتایج مدل GMM را معتبر دانست.

بر اساس نتایج ستون (۱) جدول ۴، ضریب متغیر امتیاز ریسک سیاسی بسیار شبیه به حالتی است که متغیر ضریب پرداخت سود (DPO) در مدل وجود دارد. در این حالت، ضریب متغیر امتیاز ریسک سیاسی، مقداری افزایش پیدا کرده و با ضریب ۰/۳۶ اثر مثبتی بر نسبت p/e نشان می‌دهد.

ضریب متغیر نرخ سود بدون ریسک، در سطح معناداری ۵ درصدی معنادار است. این متغیر با ضریبی معادل ۰/۳۲-، اثری منفی و مطابق انتظار بر نسبت p/e دارد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

ضریب متغیر رشد GDP، در سطح ۱ درصد معنادار شده است و با ضریبی معادل ۰/۴۴، اثری مثبت بر نسبت p/e نشان می‌دهد.

در حالی که متغیر نرخ تورم در نتایج اصلی جدول ۳، اثر معناداری بر نسبت p/e نداشت، هنگامی که متغیر ضریب پرداخت سود (DPO) از مدل حذف می‌شود و تعداد کشورها افزایش می‌یابد، این متغیر با ضریب ۰/۰۷-، در سطح ۱ درصد معنادار می‌شود. علامت ضریب این متغیر با نتایج مربوطه در ادبیات موضوعی، سازگاری دارد (ریلی، ۱۹۸۳؛ کین، ۱۹۹۶؛ وایت، ۲۰۰۰؛ روست، ۲۰۰۶). این ارتباط منفی هم می‌تواند ناشی از انتظار آثار مخرب تورم، بر وضعیت تولید و رشد اقتصادی در بلندمدت باشد و هم می‌تواند به دلیل فضای پرریسکی که تورم در محیط اقتصادی ایجاد می‌کند، باشد، چرا که بازدهی مورد انتظار افزایش پیدا کرده و به تبع آن نسبت p/e کاهش می‌یابد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

جدول ۴. نتایج روش GMM تفاضلی (۲۶ کشور)

متغیرها	۲۶ کشور			نوظهور و مرزی	نوظهور	متوازن
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)
P/E(-1)	-۰/۰۱۳۱۸۹ (۰/۴۳)	-۰/۰۲۸۸۷۸ (۰/۰۲)**	۰/۰۴۱۲۷۶ (۰/۱۶)	-۰/۰۳۴۷۷۲ (۰/۱۰) *	-۰/۰۴۴۸۵۹ (۰/۲۰)	۰/۰۶۶۱۸۲ (۰/۰۸)*
Risk Point	۰/۳۵۹۸۷۰ (۰/۰۰)***	۰/۳۶۰۵۲۸ (۰/۰۰)**	۰/۳۲۹۰۸۱ (۰/۰۰)***	۰/۳۲۹۰۸۱ (۰/۰۰)***	۰/۴۹۴۳۱۲ (۰/۰۰)***	۰/۶۹۵۳۵۲ (۰/۰۰)***
Interest Rate	-۰/۳۲۱۱۳۶ (۰/۰۵)**	-۰/۲۰۹۳۳۶ (۰/۱۲)	-۰/۲۳۰۶۸۹ (۰/۷۲)	-۰/۵۴۲۳۷۷ (۰/۰۱)***	-۰/۲۵۶۶۲۰ (۰/۴۵)	-۰/۶۲۸۱۹۹ (۰/۰۰)***
GDP Growth	۰/۴۴۱۹۲۱ (۰/۰۰)***	۰/۶۳۳۶۱۶ (۰/۰۰)***	۰/۳۰۰۱۷۱ (۰/۰۹)*	۰/۶۲۲۲۲۵ (۰/۰۰)***	۰/۴۵۴۳۱۰ (۰/۰۰)***	۰/۲۳۸۹۱۵ (۰/۳۵)
Inflation	-۰/۰۷۰۰۵۲ (۰/۰۰)***	-۰/۰۷۶۶۲۳ (۰/۰۰)***	-۰/۰۳۵۰۰۷ (۰/۵۵)	-۰/۱۴۷۲۴۴ (۰/۰۰)***	-۰/۶۲۳۵۴۴ (۰/۰۰)***	-۰/۱۲۶۶۰۱ (۰/۰۰)***
VIX	۰/۰۱۳۴۰۳ (۰/۳۲)			۰/۰۲۸۵۹۹ (۰/۲۵)	-۰/۰۸۳۷۰۰ (۰/۰۸) *	-۰/۰۲۰۲۷۴ (۰/۶۹)
S&P 500 Return			۰/۳۷۲۹۳ (۰/۰۰)***			
Prob (J-statistic (Hansen))	۰/۳۰۱	۰/۲۹۵	۰/۷۷۱	۰/۳۰۱	۰/۳۴۶	۰/۱۳۰
Prob (Arollano-Bond AR(2))	۰/۹۹۹	۰/۷۴۳	۱	۰/۹۹۸	۰/۵۲۲	۰/۲۸۶
Prob (Sargan)	۰/۰۲۶	۰/۰۴۵	۰/۰۶۶	۰/۰۳۷	۰/۱۰۷	۰/۵۸۲
obs	۲۹۴	۲۹۴	۲۹۴	۲۷۶	۱۵۸	۱۵۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل پرانتز، p.value ضرایب برآورده شده هستند؛ *،** و *** به ترتیب به معنی معنادار بودن ضرایب در سطح ۵،۱ و ۱۰ درصد است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

متغیرهای وقفه متغیر وابسته و متغیر VIX کماکان اثر معناداری بر نسبت p/e ندارند. با حذف شاخص VIX در ستون (۲) جدول ۳، وقفه متغیر وابسته در سطح ۵ درصد معنادار شده است. همچین سطح معناداری و ضریب متغیر نرخ سود بدون ریسک نیز تضعیف شده است. از دیگر تفاوت‌های ستون (۲) نسبت به ستون (۱)، افزایش ضریب نرخ رشد GDP است.

در ستون (۳) جدول ۴، با وجود جایگزینی شاخص بازدهی S&P 500 به جای شاخص VIX در مدل، ضمن مثبت و معنادار بودن اثر متغیر بازدهی شاخص S&P 500، کماکان متغیر امتیاز ریسک سیاسی با ضریبی نسبتا مشابه، اثر مثبتی بر نسبت p/e دارد.

در ستون (۴) جدول ۴، کشورهای ایران و آرژانتین که جزو کشورهای نوظهور و مرزی نیستند، حذف شده‌اند. هر چند که ضرایب برآورد شده در این ستون با ستون (۱)، قدری متفاوت شده است، اما کماکان متغیر امتیاز ریسک سیاسی با ضریبی نسبتا مشابه، اثر مثبتی بر نسبت p/e نشان می‌دهد.

در ستون (۵) جدول ۴، صرفاً از داده‌های کشورهای نوظهور(۱۶ کشور) استفاده شده است، که از تفاوت‌های آن نسبت به ستون (۱) این جدول، می‌توان به مواردی همچون افزایش شدت ضرایب متغیرهای امتیاز ریسک سیاسی و نرخ تورم اشاره کرد. همچنین شاخص VIX در این حالت با ضریب ۰/۰۸-، در سطح معناداری ۱۰ درصدی معنادار شده است و در نهایت معناداری متغیر نرخ سود بدون ریسک رد می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

در ستون (۶) جدول ۴، نتایج مدل در حالت متوازن (برای ۱۴ کشور[۱] طی سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۸) گزارش شده است، که کماکان ضریب امتیاز ریسک سیاسی با ضریبی معادل ۰/۶۹ درصد در سطح معناداری ۱ درصدی، اثری مثبت بر نسبت p/e نشان می‌دهد.

آنچه که تاکنون گزارش شد، نتایج روش GMM تفاضلی بود، اما می‌توان به نتایج روش حداقل مربعات نیز که مدلی ساده‌تر نسبت به روش GMM است، اشاره کرد. با وجود معتبر بودن نتایج روش GMM بر اساس آزمون‌های مربوطه، به منظور تقویت نتایج به دست آمده، استفاده از مدل حداقل مربعات نیز می‌تواند تکمیل کننده نتایج این پژوهش باشد. بنابراین در ادامه به شرح نتایج روش حداقل مربعات پرداخته می‌شود.

۲-۵. روش حداقل مربعات

برای بررسی اینکه آیا داده‌ها خاصیت پانلی دارند و یا اینکه تلفیقی هستند، نتایج آزمون F لیمر و کای‌دو در جدول ۵ گزارش شده است. با توجه به نتایج حاصل از آزمون F لیمر و کای‌دو، فرضیه H_0 (تلفیقی بودن داده‌ها)، در سطح معناداری ۱ درصدی رد می‌شود و می‌توان نتیجه گرفت که مدل باید با اثر ثابت و غیرتلفیقی برآورد شود.

۱. کشورهای ترکیه، تایلند، چک، اردن، کره، هند، تایوان، مصر، ایران، بحرین، چین، اندونزی، بنگلادش، شیلی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

جدول ۵. آزمون اثرات ثابت

آزمون‌های اثرات ثابت	آماره	d.f	احتمال
اثرات ثابت مقطعی F	۱۰/۹۳۶۷	(۱۸،۱۹۹)	۰/۰۰۰۴ **
اثرات ثابت مقطعی کای دو	۱۶۵/۰۶۲۱	۱۸	۰/۰۰۰۰ **
اثرات ثابت زمانی F	۱/۰۷۷۰	(۱۵،۱۹۹)	۰/۳۷۹۸
اثرات ثابت زمانی کای‌دو	۱۸/۷۳۴۰	۱۵	۰/۲۲۶۰
اثرات ثابت مقطعی/ زمانی F	۶/۷۷۳۴	(۳۳،۱۹۹)	۰/۰۰۰۰ **
اثرات ثابت مقطعی/ زمانی کای‌دو	۱۸۰/۷۰۵۶	۳۳	۰/۰۰۰۰ **

مأخذ: یافته‌های پژوهش

** به معنی مانا بودن در سطح ۱ درصد و * به معنی مانا بودن در سطح ۵ درصد است.

به منظور آزمون ناهمسانی واریانس[1] از آزمون نسبت درستنمایی[2] استفاده شده است که فرض صفر این آزمون مبنی بر همسانی واریانس در سطح ۱ درصدی رد می‌شود و این موضوع حاکی از وجود ناهمسانی واریانس در پانل استفاده شده در این پژوهش است. نتایج مربوط به این آزمون، در جدول ۶ گزارش شده است.

جدول ۶. نتایج آزمون نسبت درستنمایی

آماره آزمون	درجه آزادی	احتمال
۳۱۰/۵۶	۲۶	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Heteroscedasticity
2. Liklihood Ratio

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

بنابراین با توجه به وجود مشکل ناهمسانی واریانس در پانل این پژوهش، از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (FGLS) استفاده می‌شود. چرا که با وجود مشکل ناهمسانی واریانس، سطوح معناداری ضرایب را دچار اشکال می کند. همچنین با توجه به نتایج آزمون اثرات ثابت در جدول ۵، مدل FGLS با اثرات ثابت انجام شده است.

نتایج مدل FGLS نیز در دو حالت حضور و عدم حضور متغیر ضریب پرداخت سود (DPO) در مدل، به ترتیب در ستون‌های (۱) و (۲) در جدول ۷ گزارش شده‌اند.

بر اساس نتایج جدول ۷ در ستون (۱)، وقفه متغیر وابسته در سطح ۱ درصد معنادار است که حاکی از این موضوع است که نسبت p/e، متأثر از گذشته خود است؛ بنابراین معناداری این ضریب، تأییدی بر لزوم پویا بودن مدل است. در ادامه تفسیر نتایج ضرایب سایر متغیرهای ستون (۱) در جدول ۷ شرح داده می‌شود.

متغیر امتیاز ریسک سیاسی، همانند مدل GMM، اثر مثبت و معناداری در سطح ۱ درصد دارد؛ با این تفاوت که در مقایسه با نتایج روش GMM تفاضلی، ضریب این متغیر به عدد۰/۲۳کاهش پیدا کرده است.

ضریب برآورد شده برای متغیر ضریب پرداخت سود (DPO) نیز بسیار شبیه به روش GMMاست و اثر مثبتی بر نسبت p/e، با ضریب ۰/۱۹ در سطح معناداری ۱ درصد دارد.

نرخ سود بدون ریسک نیز با ضریبی معادل ۰/۲۴-، اثر معناداری بر نسبت p/e دارد؛ هر چند که در این حالت قدری ضریب این متغیر کاهش یافته، اما سطح معناداری ضریب آن تا سطح ۱ درصدی بهبود یافته است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

نرخ رشد GDP و نرخ تورم اثر معناداری بر نسبت p/e نشان نمی‌دهند؛ البته نرخ رشد GDP، از سطح معناداری ۱۰ درصدی چندان دور نیست و علامت ضریب تخمین خورده برای آن نیز مثبت و مطابق انتظار است.

در نهایت شاخص VIX که در مدل GMM، اثر معناداری بر نسبت p/e نشان نمی‌داد؛ با ضریب ۰/۸-، در سطح معناداری ۵ درصدی معنادار شده و علامت ضریب آن نشان‌دهنده اثر منفی این متغیر بر نسبت p/e است. این شاخص یک معیار برای سنجش ریسک جهانی است؛ بنابراین در تفسیر این رابطه می‌توان این‌طور گفت که در پی افزایش آن، بازدهی مورد انتظار سرمایه‌گذارن افزایش پیدا کرده و در نتیجه آن، نسبت p/e کاهش می‌یابد.

همچنین بر اساس ستون (۲)، در صورتی که مدل FGLS بدون حضور متغیر ضریب پرداخت سود (DPO) برای ۲۶ کشور برآورد شود، سطوح معناداری ضرایب، تفاوت قابل توجهی نسبت به نتایج ستون (۱) ندارد. اما نکته حائز اهمیت این است که علی‌رغم کاهش در ضریب امتیاز ریسک سیاسی، کماکان اثر مثبتِ بهبود در وضعیت ریسک سیاسی بر نسبت p/e، با ضریب ۰/۱۶۹ نمایان است.

از دیگر تفاوت‌های مدل FGLS در ستون (۲) جدول ۷ نسبت به ستون (۱) این جدول، می‌توان به افزایش ضریب وقفه متغیر وابسته و کاهش در ضریب متغیر نرخ سود بدون ریسک اشاره کرد. اما در سایر موارد تفاوت قابل توجهی میان نتایج دو ستون (۱) و (۲) مشاهده نمی‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

جدول ۷. نتایج روش FGLS

متغیرها	(۱)		(۲)	
	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
P/E(-1)	۰/۱۶۹۰۷۳	***۰/۰۰	۰/۳۰۲۰۳۵	***۰/۰۰
Risk Point	۰/۲۳۴۰۰۵	***۰/۰۰	۰/۱۶۳۵۴۶	***۰/۰۰
Interest Rate	-۰/۲۴۴۲۸۱	***۰/۰۰	-۰/۱۹۲۳۲۰	***۰/۰۰
GDP Growth	۰/۲۰۱۸۴۱	۰/۱۶	۰/۰۴۱۰۹۷	۰/۷۰
Inflation	۰/۶۶۷۵۰	۰/۴۶	۰/۰۰۴۲۵۳	۰/۹۳
VIX	-۰/۰۸۳۸۳۰	**۰/۰۲	-۰/۰۷۴۸۷۴	***۰/۰۰
DPO	۰/۱۹۴۰۳۵	***۰/۰۰		
C	-۹/۹۸۷۵۴۴	**۰/۰۲	۳/۱۵۲۸۲۶	۰/۳۰
R-squared	۰/۷۶۱۴۸۳		۰/۷۴۴۲۷۷	
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰۰۰		۰/۰۰۰۰۰	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل پرانتز، p.value ضرایب برآورده شده هستند؛ *،** و *** به ترتیب به معنی معنادار بودن ضرایب در سطح ۵،۱ و ۱۰ درصد است.

۶. نتیجه گیری

در این پژوهش با کنترل عوامل مؤثر بر نسبت p/e، به بررسی اثر وضعیت ریسک سیاسی بر نسبت p/e، در کشورهای درحال توسعه پرداخته شد. معیار اصلی نتیجه‌گیری در این پژوهش، ضرایب برآورد شده بر اساس روش GMM تفاضلی است، اما همان‌طور که در

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

بخش قبل گفته شد، نتایج روش FGLS، به صورت جداگانه برآورده شده، که نتایج آن نیز هم‌جهت با نتایج به دست آمده در روش GMM تفاضلی است.

در تمامی مدل‌های برآوردشده، ارتباط متغیر امتیاز ریسک سیاسی با نسبت p/e مطابق انتظار بوده و حاکی از این موضع است که هر چه قدر یک کشور به لحاظ وضعیت ریسک سیاسی، امتیاز بالاتری داشته باشد (ریسک سیاسی کمتری داشته باشد)، بازدهی مورد انتظار سرمایه‌گذاران کاهش یافته و در نتیجه نسبت p/e، افزایش پیدا می‌کند. بر اساس نتایج به دست آمده در خصوص اثر وضعیت ریسک سیاسی بر نسبت p/e، سازگاری کامل با تئوری مدل گوردون و یافته رامچاران (۲۰۰۲) وجود دارد. همچنین با وجود اینکه پژوهش دیگری با موضوع بررسی اثر ریسک سیاسی بر نسبت p/e وجود ندارد، اما نتایج این پژوهش با مطالعاتی که به اثر منفی بازدهی مورد انتظار بر نسبت p/e اشاره دارند نیز همخوانی دارد.

متغیر ضریب پرداخت سود (DPO) در تمامی مدل‌های برآوردشده، اثر مثبتی بر نسبت p/e نشان می‌دهد. متغیر نرخ سود بدون ریسک، با توجه به همبستگی که با بازدهی مورد انتظار سرمایه‌گذاران دارد، در سطوح معناداری قابل قبولی، اثر منفی بر نسبت p/e دارد. متغیر رشد GDP نیز اثر مثبتی بر نسبت p/e نشان می‌دهد، هرچند که در برخی حالت‌ها سطح معناداری ضرایب برآوردشده برای آن، در سطح قابل قبولی نیست. متغیر نرخ تورم، تنها در حالتی که مدل GMM برای ۲۶ کشور برآورد شده است، اثر منفی و معناداری بر نسبت p/e دارد و در سایر حالت‌ها، ضرایب برآورد شده برای این متغیر در سطح معناداری قابل قبولی نیست. در نهایت شاخص ریسک جهانی VIX، اثر معناداری بر نسبت p/e ندارد.

اما یکی از موضوعات مورد توجه و سؤال‌برانگیز در مورد نسبت p/e برای کشور ایران، این است که دلیل پایین بودن میانگین تاریخی این متغیر در ایران، نسبت به میانگین تاریخی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

این متغیر در دیگر کشورهای نسبتاً مشابه چیست؟ چرا که میانگین نسبت p/e طی سال‌های مورد مطالعه در این پژوهش در ایران (۶/۶۸) در مقایسه با میانگین این متغیر برای سایر کشورهای موجود در این پژوهش (۱۵/۵۴)، نزدیک به ۹ واحد پایین‌تر است؛ در ادامه سعی می‌شود که بر اساس نتایج این پژوهش، قدری از این تفاوت توضیح داده شود.

با توجه به این که میانگین متغیر امتیاز ریسک سیاسی در ایران (۵۶/۱۹)، نسبت به میانگین این متغیر در دیگر کشورها (۶۳/۶۱)، ۷/۴۲ واحد کمتر است؛ اگر این عدد در ضریب برآورد شده برای متغیر امتیاز ریسک سیاسی در مدل GMM (۰/۳۵) ضرب شود، عدد ۲/۶- واحد به دست می‌آید. بنابراین به دلیل پرریسک‌تر بودن ایران به لحاظ ریسک سیاسی، نسبت به دیگر کشورهای درحال‌توسعه، انتظار این است که نسبت p/e، در مقایسه با میانگین این متغیر درکشورهای درحال‌توسعه، ۲/۶ واحد کمتر باشد. درنتیجه یکی از دلایل اصلی پایین‌تر بودن نسبت p/e در ایران، در مقایسه با سایر کشورها، می‌تواند به دلیل ریسک سیاسی بالاتر ایران در مقایسه با سایر کشورها باشد. به عبارت دیگر، ریسک سیاسی حدود ۲۹ درصد از تفاوت مقدار متوسط نسبت p/e بورس ایران در مقایسه با میانگین این نسبت برای سایر کشورهای این پژوهش را توضیح می‌دهد.[۱]

۱. نسبت ۲/۶ به ۹ برابر است با ۲۹ درصد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

منابع

Nicholson, S. Francis (1960). "Price-earnings ratios". *Financial Analysts Journal*, 4/16 , pp. 43-45.

Shamsuddin, Abul, Hillier, John (2004). "Fundamental determinants of the Australian Price‐earnings multiple". ***Pac. Basin Financ***. J. 12(5), pp. 565‐576.

Basu, Sanjoy (1977). "Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis". *The journal of Finance*, 3/32 , pp. 663-682.

Basu, Sanjoy (1983). "The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence". *Journal of financial economics,* 1/12, pp. 129-156.

Goetzamann, W.N., Jorion, P. (1999). "Re-emerging markets". *J. Financial Quant. Anal*. No. 34, pp. 1–32.

Haque, M., Kabir Hassan, M., Varela, O. Stability, volatility (2001). "risk premiums and predictability in Latin American emerging stock markets". *Q. J. Business Econ.*, in press.

Suleman, Muhammad Tahir and Randal, John (2016). "Dynamics of Political Risk Rating and Stock Market Volatility" (September25,2016).

Cosset, J. & Suret, J. (1995). "Political risk and the benefits of international portfolio diversification", *Journal of International Business Studies,* pp. 301–318.

Diamonte, R.L., Liew, J.M., Stevens, RC. (1996). "Political risk in emerging and developed markets". *Financial Analysts Journal* , No. 52, pp. 71–76.

Erb C.B., Harvey C.R. & T.E. Viskanta (1996). "Political risk, economic risk and financial risk", *Financial Analysts Journal,* pp. 29–46.

Bilson C., Brailsford T. & V. Hooper (2002). "The explanatory power of political risk in emerging markets"*, International Review of Financial Analysis,* 11(1), pp.1–27.

Gordon M.J. (1962). "The savings, investment, and valuation of a corporation"*, Review of Economics and Statistics*, Vol. 44, pp. 37-51.

Nikbakht E. and C. Polat (1998). "A Global Perspective of P/E Ratio Determinants: The Case of ADRS". *Global Finance Journal*, 9(2), pp. 253-267.

Ramcharran, Harri (2002). "An empirical analysis of the determinants of the P/E ratio in emerging markets". *Emerg. Mark. Rev*. 3(2), pp. 165‐178.

Reilly, Frank, Griggs, Frank, Wong, Wenchi (1983). "Determinants of the aggregate stock market earnings multiple". *J. Portf. Manag.* 10(1), pp. 36‐45.

White C. B. (2000). "What P/E ratio will the U.S. stock market support?". *Financial Analysts Journal*, Vol. 56, pp. 30-38.

Constand, R. L., Freitas, L. P. and Sullivani, M. J. (2014). "Factors Affecting Price Earnings Ratios and Market Values of Japanese Firms". *Financial Management*, Vol. 20, No. 4, pp. 68-79.

Jitmaneeroj B. (2017). "Does investor sentiment affect price-earnings ratios?", *Studies in Economics and Finance,* Vol. 34 No. 2, pp. 183-193. https://doi.org/1108/10/SEF-09-2015-0229

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

Kane Alex, Marcus, Alan, Noh, Jaesun (1996). "The P/E multiple and market volatility"**.** *Financ. Anal. J.* 52(4), pp. 16‑24.

Huang A. & T. Wirjanto (2011). "Is China's P/E ratio too low? Examining the role of earnings volatility". Retrieved from http://arts.uwaterloo.ca/~aghuang/research/PEratio.pdf

Amoako-Adu B. and B. Smith (2002). "Analysis of P/E ratios and interest rates", *Managerial Finance***,** Vol. 28 No. 4, pp. 48-59. https://doi.org/1108/10/03074350210767825

Arslan H., Iltas Y. and kayhan T. (2017). "Target P/E ratio determinants in the Turkish Stock Market: Earning volatility effect". *Theoretical and Applied Economics,* Vol. 24, No. 4(613), pp. 65-74.

Beaver, William, and Dale Morse (1978). "What Determines Price-Earnings Ratios?" *Financial Analysts Journal*, vol. 34, no. 4, CFA Institute, 1978, pp. 65–76. http://www.jstor.org/stable/4478160.

Rahman M. L. & A. Shamsuddin (2019). "Investor sentiment and the price-earnings ratio in the G7 stock markets". *Pacific-Basin Finance Journal*, No. 55, pp. 46-62.

Cho J.Y. (1994). "Determinants of Earnings-Price ratios: A reexamination". *Reuiew Of Financial Economics*, Spring, pp.105-120.

Afza, Talat, and Samya Tahir (2012). "Determinants of price-earnings ratio: the case of chemical sector of Pakistan". *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences,* 8/2 (2012): 331.

Jain, P.C., Rosett, J.G. (2006). "Macroeconomic variables and the *E/P* ratio: Is inflation really positively associated with the *E/P* ratio?". *Rev Quant Finance,* No.27, pp. 5–26. https://doi.org/1007/10/s11156-006-8540-x

Bekaert, Geert, and Eric Engstrom (2010). "Inflation and the stock market: Understanding the Fed Model". *Journal of Monetary Economics,* 57(3), pp.278-294.

Modigliani Franco and Richard A. Cohn. (1979). "Inflation, Rational Valuation and the Market". *Financial Analysts Journal,* 35(2), pp. 24–44. http://www.jstor.org/stable/4478223.

John E. Hammel & Daniel A. Hodes (1967). "Factors Influencing Price-Earnings Multiples", *Financial Analysts Journal*, 23(1), pp. 90-92. DOI: 2469/10/faj.v23.n90/1

Dimic N., Orlov V. & V. Piljak (2015). "The political risk factor in emerging, frontier, and developed stock markets", *Finance Research Letters,* No.15, pp. 239–245.

Lehkonen H. & K. Heimonen (2015). "Democracy, political risks and stock market performance", *Elsevier*, Vol. 59, pp. 77–99.

Perotti E.C., van Oijen, P. (2001). "Privatization, political risk and stock market development in emerging markets". *Journal of International Money and Finance,* No. 20, pp. 43-69.

Hassan, M. Kabir, et al. (2003). "Country risk and stock market volatility, predictability, and diversification in the Middle East and Africa". *Economic Systems,* 27(1). pp. 63-82.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

Loughlin, John Jackson. (1996). "Determinants of the Price– Earnings Multiple for the Standard & Poor's 500 Composite Stock Index and the Effects of Determinants Volatility**".** *Doctoral dissertation, St. Louis University, MO.*

Fairfield, Patricia M. (1994). "P/E, P/B, and Present Value of Future Dividends". *Financial Analysts Journal*, vol. 50, No. 4 (July/August), pp.12–31.

Škrabić Perić, B. (2019). "Do the most frequently used dynamic panel data estimators have the best performance in a small sample? A Monte Carlo comparison". *Croatian Operational Research Review*, *10* (1), pp. 45-55. https://doi.org/17535/10/crorr.0005/2019

Bruno G. S. F. (2005). "Estimation and Inference in Dynamic Unbalanced Panel-data Models with a Small Number of Individuals"**.** *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 5(4), 473–500. doi:1177/10/1536867x0500500401

Bruno, G. S. F. (2005). "Approximating the bias of the LSDV estimator for dynamic unbalanced panel datamodels". *Economics Letters,* No. 87, pp. 361–366.

Anderson T.W. & C. Hsiao (1981). "Estimation of Dynamic Models with Error Components". *Journal of American Statistical Association,* No. 76, pp. 598–606.

Arellano M., S. Bond (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". *Review of Economic Studies*, No. 58, pp. 277–297.

Blundell R. & S. Bond (1998). "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models". *Journal of Econometrics*, 87(1), pp. 115-143.

Fama E. and K.R. French (1988), "Dividend yields and expected stock returns", *Journal of Financial Economic*, Vol. 22, pp. 3-25.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

پیوست آ

جدول آ. کشورهای مورد مطالعه

کشور	متغیر dpo	بازه زمانی (فصلی)	تعداد مشاهده	میانگین p/e	میانگین امتیاز ریسک سیاسی
ترکیه	دارد	۲۰۰۲-۲۰۲۰	۷۰	**۱۳/۲۹**	**۵۸/۱۲**
چین	دارد	۲۰۰۲-۲۰۲۰	۷۰	**۲۲/۲۶**	۶۳/۱۹
اندونزی	ندارد	۲۰۰۲-۲۰۲۰	۷۰	**۱۳/۹۵**	۵۷/۳۸
تایلند	دارد	۲۰۰۲-۲۰۲۰	۷۰	**۱۵/۴۱**	۵۹/۳
سریلانکا	دارد	۲۰۰۲-۲۰۲۰	۷۰	**۱۳/۷۵**	۵۶/۳۳
جمهوری چک	دارد	۲۰۰۲-۲۰۲۰	۷۰	**۱۴/۴۴**	۷۷/۸۳
اردن	دارد	۲۰۰۲-۲۰۲۰	۷۰	**۲۰/۰۵**	۶۵/۸۰
کره جنوبی	دارد	۲۰۰۲-۲۰۲۰	۷۰	**۱۴/۱۶**	۷۶/۹۷
بنگلادش	دارد	۲۰۰۲-۲۰۲۰	۷۰	**۱۶/۱۴**	۵۱/۰۲
هند	دارد	۲۰۰۲-۲۰۲۰	۷۰	**۲۰/۰۹**	۶۱/۰۲
تایوان	دارد	۲۰۰۲-۲۰۲۰	۷۰	**۲۳/۲۲**	۵۹/۳
ایران	دارد	۲۰۰۲-۲۰۲۰	۷۰	**۶/۶۸**	۵۶/۱۹
شیلی	ندارد	۲۰۰۳-۲۰۲۰	۶۸	**۲۰/۰۹**	۷۶/۶۱
مصر	دارد	۲۰۰۳-۲۰۲۰	۶۳	**۱۵/۱۳**	**۵۵/۹۳**
فیلیپین	دارد	۲۰۰۶-۲۰۲۰	۵۴	**۱۶/۳۷**	۶۱/۷۸
لهستان	دارد	۲۰۰۷-۲۰۲۰	۵۰	**۱۸/۳۴**	۷۷/۷۳
بحرین	دارد	۲۰۰۷-۲۰۲۰	۵۲	**۹/۸۴**	۶۵/۹۶
تونس	دارد	۲۰۰۷-۲۰۲۰	۴۹	**۱۴/۸۴**	۶۶/۱۹
مالزی	دارد	۲۰۰۹-۲۰۲۰	۴۲	**۱۷/۰۳**	۷۱/۸۶
صربستان	ندارد	۲۰۱۱-۲۰۲۰	۴۰	**۸/۱۹**	۶۱/۲۵
رومانی	دارد	۲۰۱۱-۲۰۲۰	۳۴	**۸/۸**	۶۶/۱۶

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

کشور	متغیر dpo	بازه زمانی (فصلی)	تعداد مشاهده	میانگین p/e	میانگین امتیاز ریسک سیاسی
یونان	ندارد	۲۰۱۲-۲۰۱۹	۴۷	۱۴/۰۵	۶۹/۶۴
نیجریه	ندارد	۲۰۱۳-۲۰۲۰	۲۷	۲۱/۹۹	۴۴/۷۸
آفریقای جنوبی	دارد	۲۰۱۳-۲۰۱۹	۲۵	۲۰/۳۹	۶۴/۳۳
آرژانتین	ندارد	۲۰۰۳-۲۰۱۳	۳۹	۱۲/۲۵	۶۵/۵
برزیل	ندارد	۲۰۰۲-۲۰۰۹	۳۷	۱۱/۴۹	۶۷/۳۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

کشورهای ترکیه، چین، اندونزی، تایلند، جمهوری چک، کره جنوبی، هند، تایوان، شیلی، مصر، فیلیپین، عربستان، لهستان، مالزی، یونان، آفریقای جنوبی، امارات متحده عربی و برزیل جزو کشورهای نوظهور مورد مطالعه در پژوهش هستند. کشورهای سریلانکا، اردن، بنگلادش، بحرین، تونس، صربستان، رومانی، نیجریه جزو کشورهای مرز و کشورهای ایران و آرژانتین هم جزو هیچکدام از این گروه‌ها نیستند اما خصوصیاتی نزدیک به کشورهای درحال‌توسعه دارند. اطلاعات کشورهای مورد مطالعه در جدول آ، گزارش شده است.

پیوست ب

جدول ب. اجزای شاخص ریسک سیاسی ICRG

اجزا	حداکثر امتیاز	تعریف
Government stability	۱۲	توانایی دولت برای اجرای برنامه اعلام شده و تداوم حفظ سمت؛ متشکل از: وحدت دولت، قوت قانون‌گذاری و حمایت مردمی
Socioeconomics stability	۱۲	ارزیابی فشارهای اجتماعی-اقتصادی در جامعه، که می‌تواند بر اقدامات دولت تأثیر بگذارد؛ متشکل از: بیکاری، اعتماد مصرف کننده و فقر

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]
[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]

اجزا	حداکثر امتیاز	تعریف
Investment profile	۱۲	عوامل مؤثر بر ریسک سرمایه‌گذاری؛ متشکل از: دوام قرار داد/ سلب مالکیت، بازگشت سود، تاخیر در پرداخت سود
Internal conflict	۱۲	ارزیابی خشونت سیاسی در کشور و تأثیر سیاسی واقعی یا بالقوه آن،؛ از طریق سنجش سه مولفه: جنگ داخلی/ کودتا، ترورسیم/ خشونت سیاسی و بی‌نظمی داخلی
External conflict	۱۲	ریسک از جانب اقدامات خارجی؛ متشکل از : جنگ، تضاد برون مرزی و فشار خارجی
Corruption	۶	فساد در سیستم سیاسی
Military in politics	۶	درجه مداخله قدرت‌نظامی در سیاست کشور
Religious tensions	۶	گروهی با مذهب مشخص، چه مقدار روی سیاست‌های کشور مؤثر است
Law and order	۶	ارزیابی قدرت/ بیطرفی نظام حقوقی و رعایت حقوق مردمی
Ethnic tensions	۶	درجه تنش نژادی، ملیتی و زبانی
Democratic accountability	۶	چگونگی پاسخگو بودن دولت در برابر مردم
Bureaucratic quality	۴	قدرت نهادی و کیفیت بروکراسی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-16]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.6]