Journal of Iranian Economic Issues, Institute for Humanities and Cultural Studies (IHCS)
Biannual Journal, Vol. 10, No. 1, Spring and Summer 2023, 255-283
Doi: 10.30465/ce.2023.43907.1845

Internal Conflict Risk and Political Curse of Oil Resources in Iran: Emphasizing the Role of Fiscal Decentralization

Sahebe Mohamadian Mansour*

Abolghasem Golkhandan**

Abstract

Using a smooth transition regression (STR) model, this article empirically investigated the effect of oil resources abundance on the internal conflict risk (hypothesis the political curse of oil resources) in Iran with regard to the role of fiscal decentralization during the period of 1994-2019. For this purpose, the average of two indicators the fiscal decentralization of income and expenditure (in percentage) has been used as a transition variable. Also, including a transfer function with a threshold parameter that represents a two-regime model is sufficient to specify the nonlinear relationship between the studied variables. The results show that the threshold level is 25.14 and the slope parameter is estimated at 12.75. In the first regime, oil rent had a positive and significant effect on the internal conflict risk (confirming hypothesis the political curse of oil resources); But with increase the fiscal decentralization index and entering the second regime, this positive effect decreases. Also, in the second regime, where fiscal decentralization is above its threshold, the effect of institutional quality indicators and fiscal decentralization in reducing the internal conflict risk is strengthened and the effect of regional inequality in increasing the internal conflict risk is weakened. These results show the important role of fiscal decentralization in reducing the internal conflict risk in the oil country of Iran.

Keywords: Oil Rents, Internal Conflict, Political Dutch Disease, Fiscal Decentralization, Iran, Smooth Transition Regression (STR).

JEL Classification: C32, Q34, H77

* Assistants Professor, Department of Economic, Payame Noor University (Corresponding Author), sahebemansour@pnu.ac.ir

** Ph.D. in Public Sector Economics, golkhandana@gmail.com

Date received: 2022/12/17, Date of acceptance: 2023/06/16

بررسی مسائل اقتصاد ایران، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
دوفصل‌نامهٔ علمی (مقالهٔ پژوهشی)، سال ۱۰، شمارهٔ ۱، بهار و تابستان ۱۴۰۲

ریسک وقوع درگیری داخلی و نفرین سیاسی منابع نفت در ایران: با تأکید بر نقش تمرکززدایی مالی

صاحبه محمدیان منصور*

ابوالقاسم گل‌خندان**

چکیده

این مقاله با استفاده از یک مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR)، تأثیر وفور منابع نفت را بر ریسک وقوع درگیری داخلی (فرضیه نفرین سیاسی منابع نفت) در ایران با توجه به نقش تمرکززدایی مالی طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۷۳ مورد بررسی تجربی قرار داده است. به این منظور، از میانگین حسابی دو شاخص تمرکززدایی مالی درآمد و مخارج (بر حسب درصد) به‌عنوان متغیر انتقال استفاده شده است. همچنین، لحاظ نمودن یک تابع انتقال با یک پارامتر آستانه‌ای که بیان‌گر یک مدل دو رژیمی است، برای تصریح رابطه غیرخطی بین متغیرهای موردمطالعه کفایت می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که حد آستانه‌ای ۲۵/۱۴ درصد می‌باشد و پارامتر شیب نیز ۱۲/۷۵ برآورد شده است. در رژیم اول، رانت نفت، تأثیر مثبت و معناداری بر ریسک وقوع درگیری داخلی داشته است (تأیید فرضیه نفرین سیاسی منابع نفت)؛ اما با افزایش شاخص تمرکززدایی مالی و ورود به رژیم دوم، این اثرگذاری مثبت، کاهش می‌یابد. همچنین، در رژیم دوم که تمرکززدایی مالی بالاتر از حد آستانه خود می‌باشد، اثرگذاری شاخص‌های کیفیت نهادی و تمرکززدایی مالی در کاهش ریسک وقوع درگیری داخلی، تقویت و اثرگذاری نابرابری منطقه‌ای در افزایش ریسک وقوع درگیری داخلی، تضعیف می‌شود. نتایج به‌دست‌آمده نشان‌دهنده نقش مهم تمرکززدایی مالی در کاهش ریسک وقوع درگیری داخلی در کشور نفتی ایران است.

* استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور (نویسندهٔ مسئول)، sahebemansour@pnu.ac.ir

** دکترای تخصصی، اقتصاد بخش عمومی، golkhandana@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۹/۲۶، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۲۶

کلیدواژه‌ها: رانت نفت، درگیری داخلی، بیماری هلندی سیاسی، تمرکززدایی مالی، ایران، مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR).

طبقه‌بندی JEL: H77, Q34, C32

۱. مقدمه

بی‌ثباتی سیاسی یکی از موانع مهم در مسیر رشد اقتصادی محسوب می‌شود. بی‌ثباتی سیاسی از کانال‌های مختلفی نظیر متزلزل کردن حقوق مالکیت فردی که مانعی برای سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت می‌باشد، غیرممکن‌سازی پیش‌بینی ماهیت و عملکرد دولت‌های آینده و تغییرات سازمانی، افزایش احتمال شرکت افراد در فعالیت‌های واسطه‌گری که منابع را به‌سوی فعالیت‌های غیرمولد سوق می‌دهد و در صورتی‌که با خشونت همراه باشد با تخریب دارایی‌ها و تهدید سرمایه‌گذاران بر عملکرد اقتصادی یک کشور تأثیر منفی می‌گذارد (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۷۶). یکی از شاخص‌های بی‌ثباتی سیاسی، درگیری داخلی می‌باشد. درگیری‌های داخلی از قبیل جنگ داخلی، کودتا، تروریسم، خشونت سیاسی و بی‌نظمی داخلی، علاوه بر آثار منفی فوق، آثار غیر اقتصادی منفی دیگری نظیر آسیب‌های جسمی و روحی، کاهش سرمایه انسانی و اعتماد بین‌گروهی را به همراه دارد (Rohner, 2017).

قسمت عمده‌ای از ادبیات تجربی در زمینه شناسایی عوامل مؤثر بر درگیری داخلی متمرکز بر مفهوم «نفرین سیاسی منابع» (Political Curse of Natural Resources) می‌باشد. به‌طور کلی مفهوم نفرین منابع طبیعی نشان‌دهنده این موضوع است که فراوانی منابع طبیعی مانند نفت خام، گاز طبیعی، زغال سنگ و مواد معدنی منجر به پیامدهای سیاسی و اقتصادی منفی (بالاخص در کشورهای درحال توسعه) مانند اشکال مختلف درگیری ها، رشد اقتصادی ضعیف، فساد، نابرابری و حکمرانی ناکارآمد می‌شود (Sini et al., 2021). نفرین سیاسی منابع نیز تمایل جوامع وابسته به منابع طبیعی را به خشونت، درگیری‌های داخلی و بی‌ثباتی سیاسی نشان می‌دهد (Elbadawi & Soto, 2015).

درآمدهای حاصل از منابع طبیعی (درآمدهای غیرمالیاتی) دولت‌ها را از رأی‌دهندگانشان جدا می‌کند. بر این اساس ابزار و انگیزه ضعیف‌تری برای نظارت بر دولت وجود دارد و دولت تعهد و اجبار اندکی برای پاسخ گویی به خواسته های شهروندان خود دارد که این امر منجر به سلب حمایت از دولت‌ها می‌شود. افزایش فعالیت‌های رانت‌خواری و فساد ناشی از رانت منابع طبیعی نیز، با تضعیف ظرفیت دولت، منجر به شکست در ارائه کالاهای عمومی کلیدی می‌شود.

این مسأله که به آن «بیماری هلندی سیاسی» (Political Dutch Disease) می‌گویند، احتمال وقوع درگیری داخلی را افزایش می‌دهد (Musayev, 2016: 386). بر این اساس شناسایی و بررسی کانال‌هایی که از طریق آن‌ها بتوان اثرات منفی رانت منابع طبیعی را بر وقوع درگیری داخلی تقلیل داد، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

تمرکززدایی مالی یکی از این کانال‌هاست. در تمرکززدایی مالی اختیارات در زمینه ایجاد درآمد و انجام مخارج و تصمیم‌گیری پیرامون آن‌ها از دولت مرکزی به دولت‌های محلی و زیرلایه واگذار می‌شود (گل‌خندان و محمدیان منصور، ۱۳۹۹). تمرکززدایی می‌تواند عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش دهد و ابزارهایی برای ایجاد تعادل بین منافع محلی و جلوگیری از درگیری داخلی فراهم کند. تمرکززدایی، نزدیکی بین مالیات‌دهندگان و سیاست‌گذاران و در نتیجه شفافیت تصمیمات سیاسی را افزایش می‌دهد (Farzanegan et al., 2018: 192). بر اساس توضیحات فوق هدف اصلی این پژوهش، بررسی نفرین سیاسی منابع در ایران با توجه به نقش مستقیم و غیرمستقیم تمرکززدایی مالی در وقوع درگیری داخلی طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۷۳ می‌باشد. ساختار اقتصادی سیاسی وابسته به نفت، تشدید درگیری‌های داخلی طی سال‌های گذشته و اجرای سیاست تمرکززدایی مالی در ایران طی دهه‌های گذشته، اهمیت بررسی موضوع را دوچندان کرده است. ادامه مقاله حاضر، در ۵ بخش تنظیم شده است: ادبیات موضوع، مروری بر آمار درگیری داخلی در ایران، مدل و روش تحقیق، یافته‌های پژوهش و جمع‌بندی و نتیجه‌گیری.

۲. ادبیات موضوع

۱.۲ مبانی نظری

۱.۱.۲ منابع طبیعی و درگیری داخلی

دلایل متعددی برای این موضوع ارائه شده است که چرا جوامع وابسته به منابع طبیعی تمایل به درگیری‌های داخلی و بی‌ثباتی سیاسی بیشتری نشان می‌دهند. به‌طور کلی می‌توان این دلایل را در دو دسته کلی تقسیم‌بندی کرد. دسته اول، منابع طبیعی را در ذات خود درگیری‌زا معرفی می‌کنند؛ در حالی‌که دسته دوم معتقدند که منابع طبیعی در ذات خود ایجادکننده درگیری و مانعی برای ثبات سیاسی نیست؛ بلکه پیامدها و نحوه مدیریت درآمدهای حاصل از این منابع است که به درگیری داخلی دامن می‌زند. مهم‌ترین استدلال در دسته اول به این موضوع

اشاره دارد که منابع طبیعی ارزش (جایزه) تصرف دولت (قلمرو) را افزایش می‌دهد. به‌عبارت دیگر، پاداش‌های بالاتر، تلاش های‌جنگی بالاتری را نیز جذب می‌کند (Humphreys, 2005: 511). این موضوع را می‌توان در یک مدل ساده درگیری رانت‌جویانه (Rent-Seeking) مشاهده کرد. به این منظور، دو بازیکن ۱ و ۲ (طرفین درگیری) را در یک بازی ایستا (بازی با حرکت هم‌زمان) و با تابع سود زیر در نظر می‌گیریم:

$$\pi_i = I_i\big(R, p_i(f_1, f_2)\big) - C_i(f_i) \quad \& \quad \sum_{i=1}^{2} I_i = R \quad i = 1,2 \qquad (۱)$$

در رابطه فوق، I_i عایدی درآمدی بازیکن i از درگیری، R ارزش کل منابع طبیعی و p_i تابع موفقیت مبارزه (Contest Success Function: CSF) بازیکن i می‌باشد که احتمال موفقیت وی را در مبارزه نشان می‌دهد. تابع CSF فن‌آوری درگیری را خلاصه می‌کند. ورودی‌ها در این تابع، تلاش‌های مبارزه دو طرف درگیر یعنی: f_1 و f_2 و خروجی‌های آن سهم‌های توزیعی p_1 و p_2 هستند. بدیهی است که مجموع احتمال موفقیت دو بازیکن حاضر در درگیری برابر با عدد یک است؛ یعنی: $p_1 + p_2 = 1$. تابع CSF به دو صورت نسبت و تفاضل (در قالب توابع هیپربولیک) می‌تواند بیان شود؛ که در این‌جا به‌صورت فرم نسبی استفاده می‌شود. فرم نسبی این تابع به‌صورت زیر است:

$$p_1 = \frac{f_1^m}{f_1^m + f_2^m} \qquad p_2 = \frac{f_2^m}{f_1^m + f_2^m} \qquad (۲)$$

پارامتر m نیز در روابط فوق، پارامتر «ضریب قاطعیت» (Decisiveness Coefficients) نامیده می‌شود و نشان‌دهنده شدت و درجه‌ای است که تلاش مبارزه بیشتر به موفقیت در درگیری تبدیل می‌شود. به‌منظور سادگی فرض می‌کنیم که مقدار ضریب قاطعیت در مدل برابر با مقدار یک می‌باشد. در رابطه (۱)، C_i هزینه درگیری بازیکن i را نشان می‌دهد که تابعی از تلاش مبارزه وی است. فرض می‌کنیم که هزینه درگیری با افزایش تلاش مبارزه به‌صورت یک‌نواخت افزایش می‌یابد؛ یعنی: $C_i(f_i) = cf_i,\ c > 0$. بر اساس این توضیحات و مفروضات تعیین‌شده فوق می‌توان توابع نهایی سود هر دو بازیکن را به‌صورت فرم زیر نشان داد (Wick & Bulte, 2006):

$$\pi_1 = R\frac{f_1}{f_1 + f_2} - cf_1 \quad \& \quad \pi_2 = R\frac{f_2}{f_1 + f_2} - cf_2 \qquad (۳)$$

هر بازیکن می‌کوشد در این بازی سود خود را با توجه به ثابت بودن تلاش مبارزه حریف خود (به‌طور هم‌زمان) بیشینه کند:

$$\frac{d\pi_1}{df_1} = 0 \Leftrightarrow R\frac{f_1}{(f_1+f_2)} = c \Leftrightarrow RC_1 \quad \& \quad \frac{d\pi_2}{df_2} = 0 \Leftrightarrow R\frac{f_2}{(f_1+f_2)} = c \Leftrightarrow RC_2 \qquad (۴)$$

در روابط فوق RC_1 و RC_2 به‌ترتیب توابع عکس‌العمل بازیکن ۱ و بازیکن ۲ می‌باشد. در این مدل ساده، با حل همزمان توابع عکس‌العمل دو بازیکن، تعادل نش توسط رابطه $f_1^* = f_2^* = R/4c$ تعیین می‌شود؛ که نشان می‌دهد تلاش‌های جنگی تعادلی تابعی فزاینده از ارزش منابع طبیعی است (Rohner, 2017: 3).

هم‌چنین، انجام فعالیت‌های شبه‌جنایی توسط گروه‌های داخلی به‌منظور بهره‌مندی از منابع مستقل از دولت، عملی‌تر و طولانی‌تر کردن شورش‌ها و تأمین مالی شورش‌هایی که به‌دلایل دیگر آغاز شده‌اند، آزادسازی نیروی کار ارزان برای شورش و درگیری، ایجاد انگیزه‌های جدایی در مناطق اقلیت غنی از منابع (رانت نقطه‌ای منابع)، از دیگر دلایل مطرح‌شده در دسته اول می‌باشند (Collier & Hoeffler, 1998; Humphreys, 2005; Rohner, 2017; Nochi Faha, 2021).

دسته دوم معتقدند که ظرفیت ضعیف دولتی و نهادهای بی‌کیفیت ممکن است از پیامدهای وفور منابع طبیعی باشد. دولت‌های رانتی به‌دلیل اتکا بر رانت منابع، ظرفیت کافی دولتی و نهادهای باکیفیت ایجاد نمی‌کنند؛ که باعث می‌شود آن‌ها در مقابله با درگیری، کارایی کمتری داشته باشند و در نهایت بی‌ثبات‌تر شوند (Bell & Wolford, 2015). این دیدگاه، منابع طبیعی را عامل «بیماری هلندی سیاسی» یا افزایش فعالیت‌های رانت‌خواری و فساد می‌داند که به نوبه خود ظرفیت دولت را تضعیف می‌کند؛ کاهش ظرفیت دولت، منجر به شکست در ارائه کالاهای عمومی کلیدی می‌شود و در نتیجه احتمال درگیری را افزایش می‌دهد (Musayev, 2016: 386). استدلال‌های دیگر در این دسته معتقدند که کشورهای برخوردار از رانت منابع طبیعی به‌دلیل تجربه نابرابری به‌عنوان بخشی از فرآیند توسعه خود و آسیب‌پذیری از شوک‌های تجاری، بیشتر درمعرض خطر درگیری داخلی قرار دارند (Bazzi & Blattman, 2014).

شایان ذکر است که تعداد محدودی از مطالعات، با نعمت برشمردن منابع طبیعی، ادعا می‌کنند که کمبود (و نه فراوانی) منابع طبیعی است که منجر به درگیری‌ها و بی‌ثباتی سیاسی می‌شود (Homer-Dixon, 1999; Koubi et al., 2014). این گروه تحلیل‌های خود را براساس نظریه نئومالتوسی‌ها (Neo-Malthusians) استوار می‌کنند که استدلال می‌کند شکاف گسترده بین نرخ رشد جمعیت و در دسترس بودن منابع طبیعی ممکن است به سرخوردگی، شورش و درگیری منجر شود (Nochi Faha, 2021).

۲.۱.۲ تمرکززدایی، منابع طبیعی و درگیری

تمرکززدایی روشی است که در آن دولت مرکزی اختیار تصمیم‌گیری را به نهادهای محلی واگذار می‌کند. تمرکززدایی از بعد مالی نیز انتقال مدیریت منابع و انجام مخارج از دولت مرکزی به دولت‌های محلی است (گل‌خندان و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۱۴). ادبیات مطرح‌شده در زمینه رابطه تمرکززدایی و درگیری داخلی، بیشتر بر اثرات مثبت تمرکززدایی بر حکومت و ثبات نظام سیاسی تأکید دارند؛ اما در مورد تأثیر تمرکززدایی بر رابطه منابع طبیعی و خطر درگیری داخلی، این اثرگذاری مبهم و نامشخص است (Farzanegan et al., 2018). تمرکززدایی، شکاف بین دولت و مردم را از بین می‌برد؛ زیرا مقامات محلی بهتر از نیازهای محلی مطلع هستند و بنابراین توانایی بیشتری در ارائه ترکیب مطلوب خدمات عمومی دارند. این افزایش کارایی به رشد اقتصادی به‌ویژه در اقتصادهای با مناطق ناهمگن کمک می‌کند (Oates, 1972). اگر نیازها و ترجیحات محلی با منافع ملی متفاوت باشد، تمرکززدایی می‌تواند رفاه محلی را افزایش دهد و افزایش رفاه به‌طور منفی با ریسک وقوع درگیری داخلی همراه است. علاوه بر این، مقامات محلی بهتر از علل درگیری‌های محلی مطلع هستند. بنابراین، تمرکززدایی می تواند عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش دهد و ابزارهایی برای ایجاد تعادل بین منافع محلی و جلوگیری از درگیری داخلی فراهم کند (Farzanegan et al., 2018: 192).

تمرکززدایی به اقلیت‌های قومی اجازه می‌دهد تا امور خود را کنترل کنند؛ درحالی‌که تمامیت جغرافیایی کشور حفظ شود (Brancati, 2006). همچنین، تمرکززدایی در بسیاری از موارد نه تنها رقابت و اتکا به خود را در بین مناطق افزایش می دهد، بلکه شامل عناصر بازتوزیعی نیز می‌شود. تمرکززدایی ممکن است به مناطق فقیر، استقلال سیاسی و اختیار لازم را برای اجرای سیاست‌هایی (مانند معافیت مالیاتی موقت) بدهد که به آن‌ها اجازه می‌دهد تا با مناطق ثروتمند برای عوامل قابل تحرک رقابت کنند. این اثرات بازتوزیعی تمرکززدایی ممکن است نابرابری‌های بین‌منطقه‌ای را در یک کشور کاهش دهد (Baldwin & Krugman, 2004; Lessmann, 2012). علاوه بر این، نقل و انتقالات بین‌منطقه‌ای، که اغلب بخشی از یک سیستم فدرال است، مناطق مختلف یک کشور را در برابر شوک‌های نامتقارن، بیمه می‌کند (Persson & Tabellini, 1996). این آثار تمرکززدایی باعث کاهش ریسک وقوع درگیری داخلی می‌شوند.

اعمال سیاست تمرکززدایی می‌تواند اثرات منفی نیز بر ثبات سیاسی کشور داشته باشد و به درگیری داخلی دامن بزند. تمرکززدایی، موازنه قوا را به سطح محلی تغییر می دهد و در نتیجه

موقعیت و صلاحیت دولت مرکزی را تضعیف می‌کند. از آن‌جایی‌که فرمانداران محلی معمولاً در سیستم‌های غیرمتمرکز نسبت به رأی‌دهندگان محلی پاسخ‌گوتر هستند، ممکن است مواضعی را برای دفاع از منافع محلی به قیمت منافع ملی اتخاذ کنند. در این حالت، تمرکززدایی، منابع نهادی و اقتصادی جدیدی را در اختیار جنبش‌های تجزیه‌طلب قرار می‌دهد. در نتیجه، تمرکززدایی در این حالت ممکن است به‌جای جلوگیری از تعارضات، آن را تقویت کند (Tranchant, 2010).

تمرکززدایی در صورتی که مسئولیت‌پذیری دولت‌ها را در قبال شهروندان کشور افزایش دهد، ممکن است اثر منفی رانت منابع طبیعی بر ریسک وقوع درگیری داخلی را کاهش دهد؛ همان‌طور که در بخش قبلی بحث شد، درآمدهای غیرمالیاتی (درآمدهای حاصل از منابع طبیعی) دولت‌ها را از رأی‌دهندگانشان جدا می‌کند. تمرکززدایی، نزدیکی بین مالیات‌دهندگان و سیاست‌گذاران و در نتیجه شفافیت تصمیمات سیاسی را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، هنگامی‌که انتخابات محلی مالیات‌دهندگان را قادر می‌سازد تا تصمیم‌گیرندگان محلی را به‌دلیل سیاست‌های بد مجازات کنند، تمرکززدایی مسئولیت‌پذیری آن‌ها را افزایش می‌دهد و اثر رانت منابع طبیعی را در افزایش ریسک درگیری کاهش می‌دهد. بیمه متقابل مناطق، دومین حلقه مهم است. منابع طبیعی معمولاً به‌طور یکسان در یک کشور توزیع نمی‌شوند. عملکرد اقتصادی مناطق برخوردار از منابع به‌شدت به درآمد این منابع بستگی دارد. بنابراین، این مناطق اغلب در معرض شوک های قیمتی هستند. تمرکززدایی همراه با یک طرح برابرسازی رسمی می‌تواند خطر شوک‌های قیمتی را متعادل کند و ممکن است منجر به توسعه برابرتر مناطق شود. در این مورد، تمرکززدایی، انسجام ملی را افزایش می دهد که ممکن است خطر درگیری داخلی را از طریق توزیع متعادل تر عوامل در بین مناطق مختلف کاهش دهد. این امر درصورتی‌که منابع نقطه‌ای منبع اصلی درآمد در یک کشور باشند، اهمیت ویژه‌ای دارد (Farzanegan et al., 2018: 194-195). از سوی دیگر، تمرکززدایی، شرایط سیاسی لازم را برای خودمختاری ایجاد می‌کند؛ زیرا مناطق یک کشور را به بسیاری از نهادهای دولتی ضروری، مجهز می‌کند و گام و حرکت به سوی استقلال را تسهیل می‌کند. اگر رانت منابع طبیعی مبنای مالی چنین توسعه‌ای را فراهم کند، تعامل تمرکززدایی و منابع طبیعی ممکن است جنبش‌های جدایی‌طلبانه را تقویت کند و ریسک وقوع داخلی درگیری را افزایش دهد (Ibid).

۲.۲ پیشینهٔ پژوهش

تاکنون مطالعه تجربی داخلی خاصی در زمینه موضوع تحقیق انجام نشده است؛ اما مطالعات خارجی متعددی به بررسی آن پرداخته‌اند که در ادامه منتخبی از جدیدترین این مطالعات بررسی می‌شوند.

ازکورا (Ezcurra, 2013) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین تمرکززدایی مالی و درگیری داخلی در ۷۷ کشور جهان طی دوره ۱۹۷۲–۲۰۰۰ پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که واگذاری قدرت مقیاس به لایه‌های زیرملی دولت، بروز درگیری‌های داخلی را کاهش می‌دهد. این یافته با گنجاندن میزان تمرکززدایی سیاسی و تعدادی از متغیرهای کنترلی که معمولاً در ادبیات درگیری استفاده می‌شوند، تأیید شده است. همچنین، رابطه مشاهده‌شده به نوع برآورد یا نحوه تعیین کمیت درجه تمرکززدایی مالی و بروز درگیری های داخلی در کشورهای مختلف بستگی ندارد.

ال‌بداوی و سوتو (Elbadawi & Soto, 2015) تأثیر رانت منابع طبیعی و نهادهای سیاسی (اندازه‌گیری‌شده به‌وسیله دو متغیر دموکراسی و محدودیت‌های سیاسی) و اقتصادی (اندازه‌گیری‌شده به‌وسیله دو متغیر بازبودن تجاری و حجم تجارت) را بر درگیری‌های داخلی خشونت‌آمیز در ۱۰۰ کشور جهان طی سال‌های ۲۰۱۰–۱۹۷۰ مورد بررسی تجربی قرار داده‌اند. یافته‌های این مطالعه با استفاده از روش‌های اثرات ثابت (Fixed Effect: FE) و مدل پروبیت نشان‌دهنده نقش مثبت نهادهای اقتصادی و سیاسی خوب و نقش منفی رانت منابع طبیعی (و سهم انرژی از کل صادرات) در بازدارندگی از توسل به خشونت (درگیری مسلحانه داخلی) است. همچنین، اثر منفی رانت منابع طبیعی در حضور نهادهای خوب بالاخص نهادهای سیاسی قوی می‌تواند کاهش یابد.

فرزانگان و همکاران (Farzanegan et al., 2018) در مطالعه‌ای به بررسی نقش انواع شاخص‌های تمرکززدایی مالی و سیاسی در رابطه رانت منابع طبیعی و درگیری‌های داخلی پرداخته‌اند. به این منظور از داده‌های پانل ۹۰ کشور جهان طی سال‌های ۲۰۰۴–۱۹۸۴ استفاده شده است. نتایج این مطالعه با به‌کارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (Generalized Method of Moments: GMM) نشان می‌دهد که رانت منابع طبیعی، ریسک وقوع درگیری داخلی را افزایش می‌دهد؛ اما این رابطه مثبت به‌طور قابل‌توجهی در حضور تمرکززدایی سیاسی و برخی از شاخص‌های تمرکززدایی مالی کاهش می‌یابد.

اریف و همکاران (Arif et al., 2021) تأثیر رانت منابع طبیعی را بر درگیری‌های داخلی با توجه به تأثیر کیفیت نهادی در این رابطه مورد بررسی قرار داده‌اند. این مطالعه بر اساس مجموعه داده‌های پانل ۷۰ کشور جهان طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۱ انجام شد. شواهد تجربی آن نشان می‌دهد که رانت حاصل از منابع طبیعی منجر به افزایش درگیری‌های داخلی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه می‌شود. با این حال، تأثیر رانت منابع طبیعی بر درگیری‌های داخلی با وجود نهادهای دولتی باکیفیت برای کشورهای توسعه‌یافته، درحال‌توسعه و کل پانل، منفی است.

فرزانگان و زمانی (Farzanegan & Zamani, 2022) تأثیر شاخص بازتاب فساد را بر درگیری داخلی در ایران با استفاده از یک معیار جدید برای اندازه‌گیری فساد براساس پوشش روزنامه‌ای بررسی کرده‌اند. به این منظور از یک مدل خودرگرسیون‌برداری (Vector Autoregression: VAR) و ابزارهای کاربردی آن برای تجزیه‌وتحلیل شامل تجزیه واریانس و پاسخ ضربه‌ای (آنی) استفاده شده است. نتایج این مطالعه با استفاده از داده‌های سالیانه دوره‌ی زمانی ۱۹۶۲-۲۰۱۹، نشان‌دهنده پاسخ مثبت و قابل‌توجهی از اعتراضات به‌دلیل شوک مثبت در شاخص بازتاب فساد مبتنی بر اخبار است. همچنین نتایج نشان داده است که رشد اقتصادی و هزینه‌های نظامی از کانال‌های اصلی هستند که فساد بالاتر از طریق آن‌ها ممکن است منجر به گسترش اعتراضات داخلی شود.

تاکنون در مطالعات تجربی داخلی متعددی تأثیر تمرکززدایی مالی بر متغیرهای اقتصادی و غیراقتصادی گوناگونی نظیر: رشد اقتصادی (مانند مطالعات: غفاری‌فرد و همکاران (۱۳۹۳) و گل‌خندان و محمدیان‌منصور (۱۳۹۵))، اندازه دولت (مانند مطالعات علیزاده و گل‌خندان (۱۳۹۴) و گل‌خندان و همکاران (۱۳۹۶))، سلامت و توسعه انسانی (مانند مطالعات نقیبی و تنهایی دیلمقانی (۱۳۹۶) و گل‌خندان (۱۳۹۸))، سرمایه‌گذاری خصوصی و مستقیم خارجی (مانند مطالعات خانزادی و همکاران (۱۳۹۷) و علیزاده و همکاران (۱۳۹۸))، کنترل فساد و کسری بودجه (مانند مطالعات صادقی و همکاران (۱۳۸۷) و گل‌خندان و محمدیان‌منصور (۱۳۹۹))، کنترل آلودگی هوا (مانند مطالعات خانزادی و همکاران (۱۳۹۷) و گل‌خندان (۱۳۹۸)) و ... انجام شده است که غالب نتایج این مطالعات تجربی بر اثرگذاری مثبت شاخص‌های تمرکززدایی مالی بر متغیرهای وابسته در ایران تأکید داشته‌اند. مقاله حاضر درصدد رفع خلأ پژوهش در مورد تأثیر تمرکززدایی مالی بر شاخص‌های سیاسی نظیر درگیری داخلی در ایران می‌باشد. علاوه بر این مطالعه حاضر از حیث مدل‌سازی غیرخطی و بررسی

نقش تمرکززدایی مالی در اثرگذاری سایر متغیرها بالاخص وفور منابع طبیعی بر درگیری داخلی با معدود مطالعات خارجی انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق متفاوت و دارای نوآوری است.

۳. مروری بر آمار درگیری داخلی در ایران

منابع مختلفی آمار مربوط به درگیری را ارائه می‌کنند. مجموعه داده‌های درگیری مسلحانه برنامه داده‌های درگیری اوپسالا/مؤسسه تحقیقات صلح اسلو (Upsala Conflict Data Program/ Peace Research Institute Oslo: UCDP/PRIO) یکی از مهم‌ترین منابع موجود در این زمینه است. براساس تعریف این منبع، «درگیری مسلحانه یک ناسازگاری مورد مناقشه است که مربوط به دولت و/یا سرزمینی است که در آن استفاده از نیروی مسلح بین دو طرف که حداقل یکی از آنها دولت یک کشور است، منجر به حداقل ۲۵ مرگ مرتبط با نبرد در یک سال تقویمی می‌شود». بر این اساس، درگیری مسلحانه شامل آن دسته از خشونت‌های داخلی می‌شود که منجر به حداقل ۲۵ مورد مرگ ناشی از درگیری در یک سال مشخص شود. شدت درگیری‌های مسلحانه در مجموعه داده‌های درگیری مسلحانه UCDP/PRIO در دو دسته کدگذاری شده است: جزئی (بین ۲۵ تا ۹۹۹ مرگ مربوط به درگیری در یک سال معین) و جنگ داخلی (حداقل ۱۰۰۰ مرگ مربوط به درگیری در یک سال معین) (Themnér & Wallensteen, 2012). این تعریف از درگیری انواع خشونت‌های سازمان‌یافته که مستقیماً دولت را درگیر نمی‌کند (مانند درگیری بین گروه‌های روستایی یا جنایات مربوط به تجارت مواد مخدر و خشونت‌های قومی)، در بر نمی‌گیرد (Elbadawi & Soto, 2015).

نوع درگیری در مجموعه داده‌های درگیری مسلحانه UCDP/PRIO به ۴ دسته تقسیم می‌شود: الف. درگیری فراسیستمی (Extra-systemic) (نوع ۱): درگیری بین دولت و یک گروه غیردولتی در خارج از قلمرو خود ب. درگیری بین‌دولتی (Interstate) (نوع ۲): درگیری بین دو یا چند دولت ج. درگیری درون‌دولتی (Intrastate) (نوع ۳): درگیری بین یک دولت و یک حزب غیر دولتی، بدون دخالت سایر کشورها د. درگیری درون‌دولتی با دخالت خارجی/ بین‌المللی‌شده (Internationalized) (نوع ۴): درگیری مسلحانه بین یک دولت و یک حزب غیردولتی که در آن طرف دولتی، طرف مقابل یا هر دو طرف، از سایر دولت‌هایی که فعالانه در درگیری شرکت می‌کنند، پشتیبانی نظامی دریافت می‌کنند.

بنابراین متغیر درگیری داخلی مسلحانه در تعریف UCDP/PRIO عبارت است از «درگیری مسلحانه داخلی بین دولت یک کشور و یک یا چند گروه مخالف داخلی بدون مداخله سایر کشورها در دو دسته درگیری‌های جزئی و جنگ‌های داخلی». بنابراین، درگیری‌هایی را که با مداخله کشورهای ثالث انجام می‌شود، حذف می‌شود. بنابراین درگیری نوع (۳)، نشان‌دهنده درگیری داخلی می‌باشد.

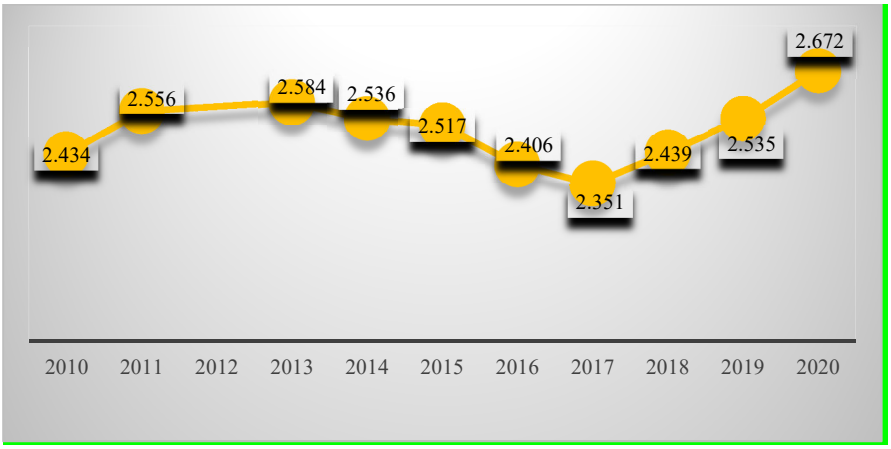
در جدول (۱) بر اساس آمار ارائه‌شده از سمت UCDP/PRIO، انواع درگیری‌های به وقوع پیوسته در ایران از شروع بازه زمانی این تحقیق تا آخرین سال آمار موجود (۲۰۲۱) نشان داده شده است. بر این اساس می‌توان گفت که کلیه درگیری‌های مسحانه به وقوع پیوسته در ایران طی سال‌های (۲۰۲۱-۱۹۹۴) از نوع درگیری مسلحانه داخلی جزئی بوده است (در ۱۵ سال درگیری مسلحانه داخلی مشاهده شده است) و درگیری از نوع دیگر در این سال‌ها اتفاق نیفتاده است. بنابراین تنها این نوع درگیری طی دوره مورد بررسی تحقیق، موضوعیت داشته است.

جدول ۱. انواع، سطوح و سال‌های وقوع درگیری مسلحانه در ایران (۲۰۲۱-۱۹۹۴)
منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از داده‌های UCDP/PRIO

نوع درگیری	سطح درگیری	سال درگیری
(۱)	(۱)	-
	(۲)	-
(۲)	(۱)	-
	(۲)	-
(۳)	(۱)	۱۹۹۶ ۱۹۹۷ ۱۹۹۹ ۲۰۰۰ ۲۰۰۵ ۲۰۰۶ ۲۰۰۷ ۲۰۰۸ ۲۰۰۹ ۲۰۱۰ ۲۰۱۱ ۲۰۱۸ ۲۰۱۹ ۲۰۲۰ ۲۰۲۱
	(۲)	-
(۴)	(۱)	-
	(۲)	-

شاخص جهانی صلح (Global Peace Index: GPI) یکی دیگر از شاخص‌های سنجش میزان خشونت و نزاع‌های سیاسی است که توسط «مؤسسه اقتصاد و صلح» (Institute for Economics

(Peace IEP & محاسبه و گزارش می‌شود. هدف شاخص جهانی صلح ارائه یک تصویر داده‌محور پیرامون صلح، امنیت و توسعه در جهان است که موقعیت نسبی صلح‌آمیز بودن کشورها و مناطق را اندازه‌گیری می‌کند. GPI حدود ۹۹/۷ درصد از جمعیت جهان (۱۶۳ کشور جهان) را با استفاده از ۲۳ شاخص کمی و کیفی از منابع بسیار معتبر پوشش می دهد و وضعیت صلح را در سه حوزه اندازه‌گیری می‌کند: الف. وسعت درگیری داخلی و بین‌المللی در جریان ب. سطح ایمنی و امنیت اجتماعی ج. درجه نظامی شدن. این شاخص بر اساس نمرات کمی ۰ تا ۵ به رتبه‌بندی کشورهای جهان از منظر مؤلفه‌ای صلح می‌پردازد. در این رتبه‌بندی کشورهایی که از منظر محیط صلح‌آمیز وضعیت بهتری دارند، نمره کمتری دریافت می‌کنند. صلح منفی که به‌عنوان فقدان خشونت یا ترس از خشونت تعریف می‌شود، به‌عنوان تعریف صلح برای ایجاد و ساخت شاخص صلح جهانی توسط IEP استفاده می‌شود (IEP, 2021). در گزارش شاخص جهانی صلح در سال ۲۰۲۰، ایران نمره ۲/۶۷ را کسب کرده است و در رتبه ۱۴۲ قرار دارد. در شکل (۱) روند شاخص جهانی صلح و زیرشاخص‌های اصلی آن طی سال‌های ۲۰۲۰–۲۰۱۰ برای ایران نشان داده شده است.



شکل ۱. روند شاخص جهانی صلح طی سال‌های ۲۰۲۰–۲۰۱۰ در ایران

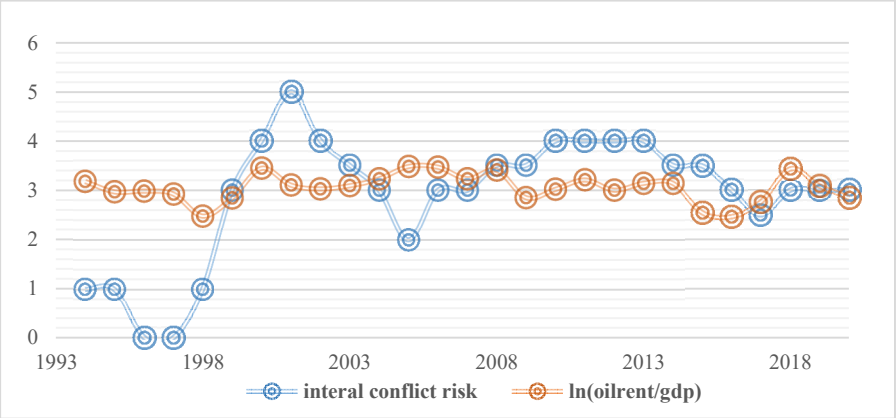
منبع: IEP (2021)

همان‌طور که این نمودار نشان می‌دهد شاخص جهانی صلح در ایران طی دوره ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۰، عملکردی نوسانی داشته است؛ اما به‌طور میانگین، یک روند رو به بدبود را

نشان می دهد. مقدار شاخص صلح ایران از ۲/۴۳ واحد در سال ۲۰۱۰ به ۲.۶۷ واحد در سال ۲۰۲۰ رسیده است که به‌معنای نزول در وضعیت صلح و آرامش در کشور می‌باشد.

شاخص دیگر برای اندازه‌گیری درگیری داخلی که در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفته است، ریسک وقوع درگیری داخلی می‌باشد. برای اندازه‌گیری این شاخص از مؤلفه درگیری داخلی در زیرگروه ریسک سیاسی شاخص کلی راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری (International Country Risk Guide ICRG) استفاده شده است. مقدار مؤلفه درگیری داخلی بین دو عدد صفر و ۱۲+ می‌باشد؛ که بیشترین امتیاز به آن دسته از کشورها داده می‌شود که هیچ مقابله مسلحانه با حکومت در آن‌ها وجود ندارد و حکومت، علیه مردم، خشونت مستقیم یا غیرمستقیم اعمال نمی‌کند. کمترین امتیاز نیز به کشوری داده می‌شود که درگیر جنگ داخلی مداوم است. امتیاز این مؤلفه از مجموع امتیاز سه مؤلفه فرعی با حداکثر ۴ امتیاز به‌دست می‌آید. مؤلفه‌های فرعی عبارتند از: الف: جنگ داخلی/تهدیدکودتا، ب: خشونت سیاسی/تروریسم و ج. اغتشاش شهری. از آنجا که این شاخص یک شاخص معکوس از ریسک وقوع درگیری داخلی است، بنابراین به‌منظور آسان‌سازی تحلیل نتایج تجربی، داده‌های این شاخص با کسر از عدد ۱۲ استاندارد و مورد استفاده قرار می‌گیرند. بر این اساس مقادیر بالاتر این شاخص، ریسک وقوع درگیری بالاتری را نشان می‌دهد.

شکل (۲) شاخص ریسک وقوع درگیری داخلی و لگاریتم طبیعی درصد رانت نفت از gdp را طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۴ نشان می‌دهد. ریسک وقوع درگیری داخلی در سال‌های ۱۹۹۵ و ۱۹۹۶ کمترین میزان خود (مقدار صفر) و در سال ۲۰۰۱ بیشترین مقدار خود (معادل عدد ۵) را داشته است. به‌طور کلی طی سال‌های انتهایی مورد مطالعه تحقیق، نوسان و مقدار ریسک وقوع درگیری کاهش یافته است و به مقدار نزدیک به عدد ۳ رسیده است. بررسی روند حرکتی شاخص رانت نفت نیز طی دوره مطالعه نشان‌دهنده این حقیقت است که این روند در بسیاری از موارد (بالاخص سال‌های انتهایی) شباهت زیادی به روند حرکتی ریسک وقوع درگیری داخلی دارد.



شکل ۲. روند حرکتی ریسک وقوع درگیری داخلی و شاخص رانت نفت در ایران (۲۰۲۰-۱۹۹۴)
منبع: یافته‌های پژوهش با استفاده از داده‌های شاخص‌های توسعه جهانی
(World Development Indicators:WDI) متعلق به بانک جهانی و ICRG

۴. مدل و روش تحقیق

به‌منظور بررسی تأثیر غیرخطی رانت نفت بر ریسک وقوع درگیری داخلی در ایران، از مدل رگرسیون انتقال ملایم (Smooth Transition Regression: STR) استفاده شده است. در مدل‌های STR عوامل مؤثر بر متغیر وابسته به رژیم و وضعیتی بستگی دارد که سیستم در آن قرار دارد؛ همچنین، این مدل‌ها علاوه بر مشخص نمودن تعداد دفعات و زمان تغییر رژیم، سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نیز نشان می‌دهند. در مدل‌های STR، لزوماً همه فرآیندها دارای تغییرات شدید حول نقطه آستانه نبوده و تغییرات در پارامترها می‌تواند به‌آرامی نیز صورت گیرد. در این مدل‌ها، انتقالات بین رژیم‌های مختلف توسط تابع لاجستیک (Logistic Function) یا تابع نمایی (Exponential Function) تبیین می‌شود (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۱۸). بر اساس مطالعه تراسورتا (Terasvirta, 2004)، الگوی STR دارای شکل استانداردی به‌صورت معادله زیر است:

$$y_t = \varphi'\omega_t + \theta'\omega_t G(\gamma, c, s_t) + \epsilon_t \qquad \epsilon_t = \text{iid}(0, \sigma^2) \qquad (۵)$$

که در آن: y متغیر وابسته، ω_t برداری از متغیرهای مستقل و مقادیر وقفه‌دار آن به انضمام مقادیر وقفه‌دار y می‌باشد. $\varphi' = (\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_P)'$ بردار ضرایب قسمت خطی و

$\theta' = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_P)'$ بردار ضرایب قسمت غیرخطی است. ϵ_t جزء اخلال است که فرض شده شرط را تأمین می‌کند. همچنین، G یک تابع لجستیک، پیوسته و کراندار بین صفر و یک می‌باشد، که انتقال ملایم بین رژیم‌ها را نشان می‌دهد و به فرم رابطه (۶) است. در این تابع، s نشانگر متغیر انتقال، γ پارامتر سرعت انتقال و c نشان‌دهنده مقدار حد آستانه یا محل وقوع تغییر رژیم می‌باشد. پارامتر K نیز تعداد دفعات تغییر رژیم را نشان می‌دهد.

$$G(\gamma, c, s_t) = (1 + exp[-\gamma \prod_{k=1}^{K}(s_t - c_k)])^{-1}, \gamma > 0 \qquad (۶)$$

در یک مدل LSTR با فرض دو رژیم، پارامتر c، نقطه‌ای مابین دو رژیم حدی G=0 و G=1 را نشان می‌دهد که G=0.5 است. هنگامی‌که پارامتر $\gamma \to \infty$ و $s_t > c$، آنگاه G=0 بوده و زمانی‌که $s_t < c$ است، G=1 خواهد بود؛ بنابراین، رابطه (۶) در این حالت به یک مدل آستانه‌ای (Threshold Regression: TR) تبدیل می‌شود. هنگامی‌که $\gamma \to 0$، رابطه (۶) به یک مدل رگرسیون خطی تبدیل می‌شود.

حال بر اساس مدل STR، رابطه بین ریسک وقوع درگیری داخلی، رانت منابع نفتی و سایر متغیرهای مؤثر بر ریسک وقوع درگیری داخلی را در ایران طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۷۳ به‌صورت زیر تصریح می‌کنیم:

$$conflict_t = [\phi_0 \quad \phi_1 \quad \phi_2 \quad \phi_3 \quad \phi_4]\begin{bmatrix} 1 \\ Ln(oil.rent)_t \\ ins_t \\ Ln(f.d)_t \\ inequality_t \end{bmatrix} + [\theta_0 \quad \theta_1 \quad \theta_2 \quad \theta_3 \quad \theta_4]\begin{bmatrix} 1 \\ Ln(oil.rent)_t \\ ins_t \\ Ln(f.d)_t \\ inequality_t \end{bmatrix} G(\gamma, c, s_t) + \epsilon_t \qquad (۷)$$

که در آن:

conflict: شاخص اندازه‌گیری ریسک وقوع درگیری داخلی (متغیر وابسته)؛ که در قسمت قبل نحوه اندازه‌گیری آن تشریح شد.

Ln(oil.rent): لگاریتم طبیعی سهم رانت نفت از تولید ناخالص داخلی (بر حسب درصد)؛

ins: شاخص کیفیت نهادی که برای اندازه‌گیری آن از شاخص تلفیقی حکمرانی خوب که توسط بانک جهانی ارائه شده، استفاده می شود. این شاخص دربرگیرنده شش مؤلفه ۱. شفافیت

و پاسخ گویی، ۲. عدم خشونت و ثبات سیاسی، ۳. اثربخشی دولت، ۴. کیفیت تنظیم قوانین و مقررات، ۵. تأمین قضایی و ۶. کنترل فساد بوده است که به روش میانگین حسابی موردمحاسبه قرار می گیرد. مقدار شاخص حکمرانی خوب بین دو عدد ۲/۵- و ۲/۵+ ارائه می شود که هرچه به‌سمت ۲/۵- میل کند، نشان‌دهنده بدترشدن نهادهای حکمرانی در کشور موردنظر است.

Ln(f.d): لگاریتم طبیعی شاخص اندازه‌گیری تمرکززدایی مالی (برحسب درصد)؛ در این مطالعه به‌منظور اندازه‌گیری تمرکززدایی مالی از میانگین حسابی دو شاخص متوسط تمرکززدایی مالی درآمد ($\overline{fd}_{re}$) و متوسط تمرکززدایی مالی مخارج ($\overline{fd}_{ex}$) استان‌های ایران و به‌صورت زیر استفاده شده است:

$$fd_t = \frac{1}{2}\left[\left(\overline{fd}_{re}\right)_t + \left(\overline{fd}_{ex}\right)_t\right] = \left(\frac{\frac{1}{2}\left[\frac{\sum_{i=1}^{n} re_{it}}{RE_t} + \frac{\sum_{i=1}^{n} ex_{it}}{EX_t}\right]}{n}\right) \times 100 \qquad (۸)$$

که در رابطه فوق، re_{it} به درآمد استان i در سال t، ex_{it} به مخارج استان i در سال t، RE_t به مجموع درآمدهای کل کشور در زمان t، EX_t به مجموع مخارج کل کشور در زمان t و n به استان‌های کشور اشاره دارد.

Inequality: شاخص اندازه‌گیری نابرابری منطقه‌ای (بر حسب درصد)؛ در این مطالعه به‌منظور اندازه‌گیری نابرابری منطقه‌ای از میانگین حسابی شاخص ضریب تغییرات وزنی- جمعیتی (Population-Weighted Logarithmic Form of Coefficient of Variation: PW-CV) استان‌ها و به‌صورت زیر استفاده شده است:

$$inequality_t = \frac{\sum_{i=1}^{n} PWCV_{it}}{n} \times 100 = \frac{\sqrt{[pop_{it}(Ln\bar{y} - Lny_{it})^2]}}{n} \times 100 \qquad (۹)$$

در رابطه فوق، $\bar{y}$ به متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه کشور، y_{it} به تولید ناخالص داخلی سرانه استان i در زمان t، pop_{it} سهم جمعیت استان i در زمان t و n به استان‌های کشور اشاره دارد. این شاخص تحت تأثیر مقیاس‌های اندازه و تعداد واحدهای فضایی قرار نمی‌گیرد و در برابر مشاهدات دورافتاده و بزرگ مقاوم است. علاوه بر این، اصل انتقال پیگو-دالتون (Pigou–Dalton Transfer Principle) را که بیان می‌کند انتقال از مناطق فقیر به مناطق ثروتمند باید به‌طور یکنواختی میزان نابرابری را افزایش دهد، در نظر می‌گیرد.

اطلاعات مربوط به داده‌های آماری متغیرها از وب‌سایت‌های ICRG، WDI، شاخص‌های حاکمیت جهانی متعلق به بانک جهانی (Worldwide Governance Indicators: WGI)، مرکز آمار ایران و سالنامه آماری استان‌ها جمع‌آوری شده است.

در رابطه (۷)، ضرایب ϕ_0 و θ_0 به‌ترتیب، عرض از مبدأهای بخش خطی و غیرخطی رگرسیون بالا را نشان می‌دهد. همچنین ϕ_1 تا ϕ_4 به‌ترتیب، میزان اثرگذاری متغیرهای توضیحی را بر متغیر وابسته در بخش خطی و θ_1 تا θ_4 به‌ترتیب، میزان اثرگذاری متغیرهای توضیحی را بر متغیر وابسته در بخش غیرخطی نشان می‌دهد. s_t نشان‌دهنده متغیر انتقال است که هر کدام از متغیرهای توضیحی می‌تواند باشد. همچنین، γ و c به‌ترتیب، پارامتر یکنواختی و حد آستانه می‌باشند. در این مدل، می‌توان گفت که متغیرهای توضیحی در رژیم اول با بردار ضرایب $[\phi_0 \quad \phi_1 \quad \phi_2 \quad \phi_3 \quad \phi_4]$، بر ریسک وقوع درگیری داخلی تأثیرگذارند و این زمانی است که متغیر انتقال، مقداری کمتر از حد آستانه‌اش را داشته باشد و در این حالت، داریم $G = 0$. در رژیم دوم که متغیر انتقال مقداری بیشتر از حد آستانه‌اش را اختیار می‌کند، ضریب تأثیرگذاری این متغیرها بر ریسک وقوع درگیری داخلی در ایران برابر است با: $[\theta_0 + \phi_0 \quad \theta_1 + \phi_1 \quad \theta_2 + \phi_2 \quad \theta_3 + \phi_3 \quad \theta_4 + \phi_4]$ و در این حالت داریم: $G = 1$.

به‌طور کلی، برآورد مدل STR دارای سه گام اساسی است:

گام اول، تشخیص مدل می‌باشد. شروع این گام با تنظیم یک مدل خطی AR است که به‌عنوان نقطه شروع، برای تحلیل مورد استفاده قرار می‌گیرد. ادامه این گام، شامل آزمون وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها، انتخاب s_t و تصمیم‌گیری در مورد تعداد دفعات تغییر رژیم می‌باشد. در این مرحله، به‌منظور بررسی وجود رابطه غیرخطی از نوع LSTR، تشخیص متغیر انتقال و تعیین تعداد رژیم‌ها، رگرسیون تقریبی زیر بر اساس بسط تیلور تابع انتقال رابطه (۷) به‌کار برده می‌شود:

$$(conflict)_t = \beta'_0 \omega_t + \sum_{j=1}^{3} \beta'_0 \tilde{\omega}_t s^j{}_t \qquad (۱۰)$$

که در آن: $\omega_t = (1, \tilde{\omega}_t)'$ است. اگر s_t قسمتی از ω_t نباشد، خواهیم داشت:

$$(conflict)_t = \beta'_0 \omega_t + \sum_{j=1}^{3} \beta'_0 \omega_t s^j{}_t \qquad (۱۱)$$

فرضیه صفر خطی‌بودن مدل، به‌صورت: $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ است که آماره آزمون مورد استفاده برای آزمون فرضیه نیز آماره آزمون F می‌باشد. بعد از آنکه فرضیه خطی‌بودن رابطه بین متغیرها رد شد، باید برای تشخیص نوع مدل غیرخطی، سلسله آزمون‌های زیر برروی مدل کمکی رابطه (۱۰) انجام گیرد:

1. $H_{04}: \beta_3 = 0$

2. $H_{03}: \beta_2 = 0 \,|\, \beta_3 = 0$
3. $H_{02}: \beta_1 = 0 \,|\, \beta_2 = \beta_3 = 0$

آماره آزمون‌های مربوط به فرضیه‌های صفر فوق، به‌ترتیب با F_4، F_3 و F_2 نشان داده می‌شود. در صورت رد فرضیه H_{03}، مدل LSTR2 (مدل LSTR با دوبار تغییر رژیم) یا ESTR (مدل انتقال رژیم نمایی) تأیید می‌شود که با آزمودن فرضیه صفر $c_1 = c_2$ می‌توان یکی از این دو را انتخاب نمود. در صورت رد فرضیه‌های H_{04} و H_{02} مدل LSTR1 (مدل LSTR با یک‌بار تغییر رژیم) انتخاب می‌شود.

گام دوم در تخمین مدل STR برآورد مدل بوده که این مرحله شامل یافتن مقادیر مناسب اولیه برای تخمین غیرخطی و تخمین مدل با استفاده از الگوریتم نیوتن- رافسون (Newton-Raphson) و روش حداکثر درست‌نمایی می‌باشد.

مرحله آخر برآورد مدل STR نیز، ارزیابی مدل است (جعفری‌صمیمی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۲۳-۱۲۲).

۵. یافته‌های پژوهش

نخستین گام هنگام استفاده از الگوهای STR تعیین ساختار الگو از نظر خطی یا غیرخطی بودن و تعیین متغیر انتقال و تعداد رژیم‌های مدل غیرخطی، می‌باشد. در جدول (۲) ارزش احتمال آماره آزمون F برای تمام متغیرهای مدل گزارش شده است. بر این اساس مدل پیشنهادی شاخص‌های تمرکززدایی مالی و کیفیت نهادی، مدل غیرخطی و مدل پیشنهادی شاخص‌های رانت نفت و نابرابری منطقه‌ای، مدل خطی می‌باشد؛ چراکه ارزش احتمال آماره F برای دو متغیر نخست کمتر از مقدار عددی ۰/۰۵ و برای دو متغیر آخر بیشتر از مقدار عددی ۰/۰۵ است. در ادامه برای انتخاب متغیر انتقال مناسب از بین متغیرهای پیشنهادکننده الگوی غیرخطی، اولویت با متغیری است که فرضیه صفر آزمون F آن به‌طور قوی‌تری رد شده باشد. بر این اساس مناسب‌ترین متغیر انتقال در بین متغیرها، شاخص اندازه‌گیری تمرکززدایی مالی تعیین می‌شود.

جدول ۲. نوع مدل و انتخاب متغیر انتقال
منبع: یافته‌های تحقیق

متغیر	ارزش احتمال آماره F	مدل پیشنهادی
Ln(oil.rent)	۰/۱۶۶	Linear
ins	۰/۰۱۸	Non-Linear
Ln(f.d)	۰/۰۰۰	Non-Linear
inequality	۰/۲۵۱	Linear

در گام بعدی، الگوی مناسب برای متغیر شاخص تمرکززدایی مالی با توجه به آماره‌های F_2، F_3 و F_4 انتخاب می‌شود. با توجه به نتایج ارائه‌شده در جدول (۳) و توضیحات ارائه‌شده در روش پژوهش، الگوی پیشنهادی مناسب برای متغیر انتقال، مدل LSTR1، یعنی مدل لاجستیک با یک نقطه آستانه‌ای می‌باشد؛ چراکه ارزش احتمال آماره‌های F_2 و F_4 کمتر از ۱ درصد است.

جدول ۳. نوع مدل متغیر انتقال
منبع: یافته‌های تحقیق

مدل پیشنهادی	ارزش احتمال آماره F_2	ارزش احتمال آماره F_3	ارزش احتمال آماره F_4	متغیر انتقال
LSTR1	۰/۰۰۰	۰/۱۴۵	۰/۰۰۰	Ln(f.d)

در مرحلهٔ دوم، الگوی STR برآورد می‌شود. باتوجه به ماهیت غیرخطی این الگوها، این مرحله با یافتن مقادیر مناسب اولیه برای برآورد الگو شروع و با استفاده از این مقادیر، الگوی نیوتن‌رافسون و حداکثرسازی تابع ML، عوامل برآورد می‌شوند که نتایج در قالب جدول (۴) گزارش شده‌اند. براساس سطوح احتمال ضرایب برآوردی این جدول، تمام ضرایب برآوردشده در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار و پذیرفتنی است.

جدول ۴. نتایج برآورد الگو
منبع: یافته‌های تحقیق

مقدار	ضرایب رژیم‌های حدی	ارزش احتمال	مقدار برآوردی	ضرایب
رژیم اول: G=0		**بخش خطی**		
۸/۵۱۵	ϕ_0	۰/۰۰۰	۸/۵۱۵	ϕ_0
۰/۱۴۵	ϕ_1	۰/۰۵۵	۰/۱۴۵	ϕ_1
−۱/۱۸۲	ϕ_2	۰/۰۰۰	−۰/۶۵۱	ϕ_2
−۰/۱۲۸	ϕ_3	۰/۰۰۰	−۰/۱۲۸	ϕ_3
۰/۰۸۱	ϕ_4	۰/۰۰۱	۰/۰۸۱	ϕ_4
رژیم دوم: G=1		بخش غیرخطی		
۱۰/۰۶۶	$\phi_0 + \theta_0$	۰/۰۱۵	۱/۵۵۱	θ_0
۰/۱۱۱	$\phi_1 + \theta_2$	۰/۰۲۸	−۰/۰۳۴	θ_1
−۰/۸۱۹	$\phi_2 + \theta_2$	۰/۰۰۰	−۰/۱۶۸	θ_2
−۰/۱۷۱	$\phi_3 + \theta_3$	۰/۰۰۰	−۰/۰۴۳	θ_3
۰/۰۵۹	$\phi_4 + \theta_4$	۰/۰۰۰	−۰/۰۲۲	θ_4
		۰/۰۰۰	۱۲/۷۵۲	γ
		۰/۰۰۰	۲۵/۱۴۱	c
		–	۰/۶۸۹	Adj. R^2
		–	۰/۷۵۵	SD of residuals

بر اساس نتایج جدول (۴)، مقادیر نهایی برآوردشده برای سرعت انتقال (پارامتر شیب) (γ)، معادل ۱۲/۷۵۲ و برای مقدار آستانه‌ای شاخص تمرکززدایی مالی (مکان وقوع تغییر رژیم) (c)، ۲۵/۱۴۱ درصد است؛ بنابراین، در صورتی‌که مقدار شاخص تمرکززدایی مالی از ۲۵/۱۴۱ درصد تجاوز کند، رفتار متغیرها مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت کمتر بودن از این حد آستانه‌ای، در رژیم اول قرار خواهد گرفت. باتوجه به نکته‌های اشاره‌شده در بخش روش‌شناسی پژوهش، در رژیم نخست (سطح پایین تمرکززدایی مالی) G=0 و در رژیم دوم (سطح بالای تمرکززدایی مالی) که حاصل جمع ضرایب تخمینی بخش خطی و غیرخطی است، G=1 است؛ بر این اساس ضرایب دو رژیم حدی در ستون آخر جدول (۴) ارائه شده است.

بر اساس نتایج جدول (۴) رانت ناشی از نفت در رژیم اول اثر مثبت و معناداری بر ریسک وقوع درگیری داخلی داشته است. تأثیر مثبت و معنادار رانت حاصل از منابع طبیعی بر شاخص‌های درگیری داخلی در مطالعات متعددی نظیر: کولیر و هوفلر (Collier & Hoeffler, 1998)، هامفریس (Humphreys, 2005)، البداوی و سوتو (Elbadawi & Soto, 2015) و فرزانگان و همکاران (Farzanegan et al., 2018) نیز نتیجه‌گیری شده است. بر اساس مبانی نظری، مطالعات تجربی و ساختار اقتصاد ایران چنین استنباط می‌شود که رانت نفت با افزایش فعالیت‌های رانت‌خواری و فساد ناشی از آن، جداسازی دولت از مردم و درنتیجه تضعیف کیفیت نهادی و ظرفیت دولت، ریسک وقوع درگیری داخلی را افزایش می‌دهد. البته پیامدهای اقتصادی منفی ناشی از رانت نفت نظیر نابرابری درآمد و تورم که منجر به تشدید نارضایتی‌ها در کشور می‌شود، در این نتیجه‌گیری بی‌تأثیر نبوده است. این در حالیست که با گذر از رژیم حدی اول و ورود به رژیم حدی دوم (در سطوح تمرکززدایی بالاتر از ۲۵/۱۴۱ درصد) اثرگذاری مثبت رانت نفت بر ریسک وقوع درگیری داخلی کاهش می‌یابد. این نتیجه نشان می‌دهد که تمرکززدایی مالی، نزدیکی بین مالیات‌دهندگان (مردم) و سیاست‌گذاران و درنتیجه شفافیت تصمیمات سیاسی را افزایش می‌دهد که این منجر به کاهش اثر مثبت رانت نفت بر ریسک وقوع درگیری داخلی در کشور می‌شود. نتایج تجربی مطالعه فرزانگان و همکاران (Farzanegan et al., 2018) نیز در این رابطه نشان می‌دهد که رانت منابع طبیعی، ریسک وقوع درگیری داخلی را افزایش می‌دهد؛ اما این رابطه مثبت به‌طور قابل‌توجهی در حضور تمرکززدایی سیاسی و برخی از شاخص‌های تمرکززدایی مالی کاهش می‌یابد.

بر اساس نتایج جدول (۴)، شاخص حکمرانی خوب در رژیم حدی اول با ضریب ۰/۶۵۱، اثر منفی بر ریسک وقوع درگیری داخلی در ایران داشته است و با ورود به رژیم حدی دوم، مقدار عددی این ضریب افزایش می‌یابد (۰/۸۱۹-). نتایج تجربی مطالعات هوانگ (Hwang, 2012)، البداوی و سوتو (Elbadawi & Soto, 2015) و اریف و همکاران (Arif et al., 2012) نیز مؤید نتایج تجربی این تحقیق است. یک دولت قوی با نهادهای خوب می‌تواند نابرابری های اقتصادی و اجتماعی را در یک کشور متعادل کند و مسائل را به‌طور صلح‌آمیز حل‌وفصل کند. در حضور نهادهای خوب، به مردم اجازه داده می‌شود تا به بیان نظرات مختلف خود بپردازند و مشارکت مردم در فرآیند تصمیم‌گیری عمومی، ریسک وقوع درگیری داخلی را کاهش می‌دهد. در مقابل، نهادهای ضعیف و فسادزا، اجرای عادلانه سیاست‌های عمومی را بسیار دشوار می‌سازند و نابرابری شدید و شکاف اجتماعی را به‌همراه خواهند داشت که به

وقوع درگیری داخلی دامن می‌زند. افزایش تمرکززدایی مالی بالاتر از حد آستانه، تأثیر شاخص حکمرانی خوب را در کاهش ریسک وقوع درگیری داخلی افزایش می‌دهد. دلیل این موضوع آن است که افزایش تمرکززدایی مالی با تقویت مؤلفه‌های حکمرانی خوب مانند شفافیت و پاسخ‌گویی، اثربخشی دولت و کنترل فساد، نقش حکمرانی خوب را در کاهش ریسک وقوع درگیری داخلی، افزایش می‌دهد.

شاخص تمرکززدایی مالی در رژیم اول اثر منفی و معنادار بر ریسک وقوع درگیری داخلی داشته (با ضریب ۰/۱۲۸-) که با عبور از حد آستانه خود و ورود به رژیم دوم، شدت این اثرگذاری افزایش یافته است (با ضریب ۰/۱۷۱-). این نتیجه مؤید آنست که افزایش سیاست تمرکززدایی مالی در ایران می‌تواند به کاهش ریسک وقوع درگیری داخلی در کشور کمک کند.

در مورد شاخص نابرابری منطقه‌ای می‌توان گفت که میزان اثرگذاری این متغیر در رژیم اول، مثبت و برابر با مقداری در حدود ۰/۰۸۱ می‌باشد. به این معنا که نابرای منطقه‌ای به افزایش ریسک وقوع درگیری داخلی در ایران دامن زده است. رابطه مثبت بین نابرابری و درگیری به نظریه محرومیت نسبی گور (Gurr, 1970) باز می‌گردد. بر اساس این نظریه، محرومیت نسبی موجب بروز نارضایتی در افراد می گردد و نارضایتی محرکی کلی برای اقدام علیه منبع محرومیت است که اقدامات رادیکال یا حتی خشونت را القا می‌کند. مطالعه تجربی ازکورا (Ezcurra, 1970) نیز نشان‌دهنده اثر مثبت و معنادار نابرابری منطقه‌ای بر درگیری داخلی می‌باشد. تأثیر مثبت در رژیم دوم و پس از گذر از سطح آستانه یعنی سطح تمرکززدایی بالاتر از ۲۵/۱۴۱ درصد، شدت این اثرگذاری کاهش و به مقداری در حدود ۰/۰۵۹ درصد می رسد. تمرکززدایی ممکن است به مناطق فقیر، استقلال سیاسی و اختیار لازم را برای اجرای سیاست‌هایی (مانند معافیت مالیاتی موقت) بدهد که به آن‌ها اجازه می‌دهد تا با مناطق ثروتمند برای عوامل قابل تحرک رقابت کنند. این اثرات بازتوزیعی تمرکززدایی ممکن است نابرابری‌های بین‌منطقه‌ای را در یک کشور کاهش دهد (Baldwin & Krugman, 2004; Lessmann, 2012).

در مرحلهٔ آخر و به‌عبارتی مرحلهٔ پس از برآورد الگو، مرحلهٔ ارزیابی الگو است. نخستین آزمون بررسی‌شده، آزمون وجود نداشتن خطای خودهمبستگی است. ارزش احتمال آزمون F برای وقفه‌های یک تا هشت این آزمون در جدول (۵) آمده است که بر اساس آن،

فرضیهٔ صفر این آزمون مبنی‌بر وجود نداشتن خودهمبستگی در سطح اطمینان مناسبی برای تمامی وقفه‌ها رد نمی‌شود.

جدول ۵. ارزش احتمال آزمون F برای وقفه‌های مختلف
منبع: یافته‌های تحقیق

وقفه	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸
احتمال	۰/۳۵۲	۰/۵۸۵	۰/۳۳۱	۰/۶۹۲	۰/۲۵۷	۰/۱۸۵	۰/۷۵۲	۰/۲۹۹

دومین آزمون، آزمون باقی‌نماندن رابطهٔ غیرخطی در پسماندهای الگو است. باتوجه به ارزش احتمال آزمون F برآوردشده (۰/۶۸)، فرضیهٔ صفر این آزمون مبنی‌بر وجودنداشتن رابطهٔ غیرخطی اضافی، در سطح اطمینان مناسبی رد نمی‌شود. بنابراین، الگو به طور کلی موفق شده است رابطهٔ غیرخطی بین متغیرها را تصریح کند. آزمون بررسی‌شدهٔ دیگر، به ثابت‌بودن عوامل در رژیم‌های مختلف مربوط است. ارزش احتمال آماره F این آزمون ۰/۰۰۰ برآورد شده است که بر اساس آن، فرضیه صفر این آزمون مبنی‌بر یکسان‌بودن ضرایب در قسمت خطی و غیرخطی در سطح احتمال ۹۹ درصد، رد می‌شود. از آزمون‌های دیگر که خطاهای احتمالی در مرحلهٔ تخمین الگوی STR را بررسی می‌کنند، باید به آزمون‌های ARCH-LM و Jarque-Bera اشاره کرد که به‌ترتیب، برای بررسی خطاهای وجود ناهمسانی واریانس‌ها و نرمال‌نبودن باقی‌مانده‌ها به کار برده می‌شوند. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۶) ارائه شده است. براساس ارزش احتمال آماره‌های F و χ^2، فرضیهٔ صفر آزمون ARCH-LM مبنی‌بر وجود نداشتن ناهمسانی واریانس مشروط به خودرگرسیونی (ARCH)، در سطح اطمینان مناسبی رد نمی‌شود؛ همچنین براساس ارزش احتمال آماره χ^2 آزمون Jarque-Bera، فرضیهٔ صفر مبنی‌بر نرمال‌بودن پسماندها در سطح اطمینانی مناسب، رد نمی‌شود.

جدول ۶. ارزش احتمال آزمون‌های ARCH-LM و Jarque-Bera
منبع: یافته‌های تحقیق

آزمون	ارزش احتمال	
	آماره	
	χ^2	F
ARCH-LM	۰/۵۵۴	۰/۷۹۱
Jarque-Bera	۰/۸۸۶	–

به‌طور خلاصه، مطابق آزمون‌های ارزیابی الگو، الگوی غیرخطی برآوردشده از نظر کیفی، پذیرفته می‌شود.

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

مطالعهٔ حاضر در راستای بررسی نفرین سیاسی منابع طبیعی و نقش رانت نفت در بروز درگیری داخلی، از یک مدل STR استفاده نموده و نحوهٔ تأثیرگذاری عوامل مؤثر بر ریسک وقوع درگیری داخلی را در ایران با توجه به سطح تمرکززدایی مالی طی دورهٔ زمانی ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۸ برآورد کرده است. به این منظور، از متغیرهای ریسک وقوع درگیری داخلی (متغیر وابسته)، سهم رانت نفت از GDP (متغیر مستقل)، میانگین تمرکززدایی مالی درآمد و مخارج (متغیر آستانه) و دو متغیر کنترل: شاخص حکمرانی خوب (کیفیت نهادی) و نابرابری منطقه‌ای استفاده شده است.

نتایج به‌دست‌آمده، بر وجود رابطهٔ غیرخطی بین متغیرهای مورد استفاده دلالت می‌کند و آزمون‌های اقتصادسنجی لازم برای توضیح رفتار غیرخطی نشان می‌دهد که لحاظ نمودن یک تابع انتقال با یک پارامتر آستانه‌ای که بیان‌گر یک مدل دو رژیمی است، برای تصریح رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد مطالعه کفایت می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که حد آستانه‌ای شاخص تمرکززدایی مالی حدود ۲۵/۱۴ درصد می‌باشد و پارامتر شیب نیز ۱۲/۷۵ برآورد شده است. نتایج مربوط به برآورد ضرایب متغیرهای لحاظ‌شده در مدل نشان می‌دهد رانت نفت در رژیم نخست بر ریسک وقوع درگیری داخلی، تأثیر مثبت داشته که با عبور از حد آستانه‌ای و واردشدن به رژیم دوم، این اثرگذاری مثبت، کاهش می‌یابد. این نتیجه، بیان‌کنندهٔ تأثیر نامتقارن رانت نفت بر ریسک وقوع درگیری داخلی و تأیید فرضیهٔ نفرین سیاسی منابع در ایران است.

نتایج، نشان می‌دهد شاخص‌های حکمرانی خوب و نابرابری منطقه‌ای به‌ترتیب، در هردو رژیم دارای اثر منفی و مثبت بر ریسک وقوع درگیری داخلی در ایران می‌باشند؛ به‌گونه‌ای که با عبور از حد آستانه‌ای تمرکززدایی مالی و واردشدن به رژیم دوم، اثرگذاری حکمرانی خوب در کاهش ریسک وقوع درگیری داخلی، تقویت و اثرگذاری نابرابری منطقه‌ای در افزایش ریسک وقوع درگیری داخلی، تضعیف شده است. همچنین شاخص تمرکززدایی مالی در هر دو رژیم، اثر منفی و معناداری را بر ریسک وقوع درگیری داخلی داشته که این اثرگذاری در رژیم دوم بزرگ‌تر است.

نتایج به‌دست‌آمده گویای این واقعیت است که تمرکززدایی مالی نقش مهمی در کاهش وقوع ریسک درگیری داخلی در کشور هم به‌طور مستقیم و هم به‌طور غیرمستقیم از کانال تضعیف آثار رانت نفت و نابرابری منطقه‌ای در افزایش ریسک وقوع درگیری داخلی و تقویت اثرگذاری حکمرانی خوب در کاهش ریسک وقوع درگیری داخلی دارد. بر این اساس مهم‌ترین توصیه سیاستی این مقاله در زمینه کاهش ریسک وقوع درگیری داخلی در ایران، فراهم‌کردن بسترهای لازم جهت گسترش تمرکززدایی مالی در ایران و واگذاری اختیارات بیشتر به مدیران هر استان در زمینه درآمدها و مخارج، بالاخص در استان‌هایی که سطح تمرکززدایی مالی بالنسبه پایین است، می‌باشد. البته اعمال سیاست تمرکززدایی مالی بایستی با تدوین قوانین شفاف و مشخص درآمد و مخارج برای تعریف روابط میان لایه‌های مختلف دولتی در چهارچوب نظریه‌های مالیه عمومی و ایجاد انگیزه، تخصص و مسئولیت‌پذیری در لایه‌های پایین دولتی (دولت‌های استانی و محلی) توأم باشد. بر اساس سایر نتایج، اعمال سیاست‌های مناسب در جهت کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی و تصحیح الگوی مدیریت این درآمدها، فراهم‌سازی بسترهای لازم درجهت الزامات تحقق حکمرانی خوب و تلاش برای کاهش نابرابری منطقه‌ای می‌تواند به کاهش ریسک وقوع درگیری داخلی در کشور کمک کند.

کتاب‌نامه

اصغرپور، حسین؛ احمدیان، کسری و منیعی، امید (۱۳۹۲). بررسی اثر بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی در ایران: (رهیافت غیرخطی APARCH). *فصلنامه پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی*، ۲۱ (۶۸)، ۱۹۴–۱۷۵.

جعفری صمیمی، احمد؛ منتظری شورکچالی، جلال و تاتار، موسی. (۱۳۹۲). امید به زندگی و رشد اقتصادی در ایران، مدل رگرسیون انتقال ملایم. *فصلنامه رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۳، ۱۱۷–۱۲۸.

خانزادی آزاد؛ حیدریان، مریم و مرادی، سارا. (۱۳۹۷). بررسی اثرات تمرکززدایی مالی بر جذب سرمایه‌گذاری خصوصی در استان‌های ایران. *اقتصاد و الگوسازی*، ۹(۱)، ۸۹–۱۱۵.

خانزادی، آزاد؛ حیدریان، مریم و مرادی، سارا. (۱۳۹۷). تحلیل اثرات تمرکززدایی مالی و پیامدهای زیست‌محیطی آن در استان‌های ایران. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۱۲(۴۱)، ۱۳۳–۱۵۹.

صادقی، حسین؛ صباغ‌کرمانی، مجید و شقاقی‌شهری، وحید. (۱۳۸۷). بررسی اثرات تمرکززدایی مالی بر کنترل فساد. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۸۵

علیزاده، محمد؛ فطرس، محمدحسن و گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۳۹۸). اثر تمرکززدایی مالی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۴(۷۹)، ۶۷–۱۰۵.

علیزاده، محمد و گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۳۹۴). آزمون فرضیه لویاتان برای اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM). *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۴، ۱۴۱-۱۶۶.

غفاری‌فرد، محمد؛ صادقی‌شاهدانی، مهدی؛ کمیجانی، اکبر و زاهدی‌وفا، محمدمهدی. (۱۳۹۳). تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی مناطق مختلف ایران (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی). *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۱۷، ۱۲۵-۱۴۲.

گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۳۹۸). تحلیل فضایی تأثیر تمرکززدایی مالی بر نرخ مرگ و میر در استان‌های ایران. راهبردهای مدیریت در نظام سلامت، ۴(۳)، ۱۹۶-۱۸۵.

گل خندان، ابوالقاسم. (۱۳۹۸). تأثیر تمرکززدایی مالی بر آلودگی هوا در ایران در قالب یک الگوی تصحیح خطای برداری (VECM). *محیط‌زیست و توسعه فرابخشی*، ۴(۶۵)، ۳۷-۴۸.

گل‌خندان، ابوالقاسم؛ بابائی آغ‌اسمعیلی، مجید و محسنی‌نیا، رقیه. (۱۳۹۶). سنجش تأثیر غیرخطی تمرکززدایی مالی بر اندازه دولت در استان‌های ایران (رهیافت Cup-FM). *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۵(۸۲)، ۱۳۷-۱۱۱.

گل‌خندان، ابوالقاسم و محمدیان‌منصور، صاحبه. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب درحال‌توسعه: رهیافت دومرحله‌ای SGMM. *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۱۳، ۱۱۵-۱۴۲.

گل‌خندان، ابوالقاسم و محمدیان‌منصور، صاحبه. (۱۳۹۹). تأثیر متقاطع تمرکززدایی مالی و فساد بر کسری بودجه در ایران: رویکرد رگرسیون هم انباشتگی کانونی (CCR). *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۷، ۲۷۷-۲۹۵.

نقیبی، محمد و تنهایی دیلمقانی، صاحبه. (۱۳۹۶). اثرات تمرکززدایی مالی بر شاخص توسعه انسانی در ایران. *فصلنامه اقتصاد مالی*، شماره ۳۸، ۱۲۱-۱۳۸.

Arif, U., Usman, M. & Khan, F.N. (2021). Natural Resource Rents and Internal Conflict: the Role of Institutional Quality. *The Singapore Economic Review*, https://doi.org/10.1142/S0217590821500430

Baldwin, R.E. & Krugman, P. (2004). Agglomeration, Integration and Tax Harmonization. *European Economic Review*, 48(1), 1-23.

Bazzi, S. & Blattman, C. (2014). Economic Shocks and Conflict: The Evidence from Commodity Prices. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6, 1-38.

Bell, C. & Wolford, S. (2015). Oil Discoveries, Shifting Power, and Civil Conflict. *International Studies Quarterly*, 59, 517-530.

Brancati, D. (2006): Decentralization: Fueling the Fire or Dampening the Flames of Ethnic Conflict and Secessionism? *International Organization*, 60, 651-685.

Collier, P. & Hoeffler, A. (1998). On Economic Causes of Civil War. *Oxford Economic Papers*, 50, 563-573.

Elbadawi, I.A, & Soto, R. (2015). Resource Rents, Institutions, and Violent Civil Conflicts. *Defence and Peace Economics*, 26(1), 89-113.

Ezcurra, R. (2013). Fiscal Decentralization and Internal Conflict: An Empirical Investigation. Documentos de Trabajo - Lan Gaiak Departamento de Economía - Universidad Pública de Navarra 1310, Departamento de Economía - Universidad Pública de Navarra.

Ezcurra, R. (2018). Interregional Inequality and Civil Conflict: Are Spatial Disparities a Threat to Stability and Peace? *Defence and Peace Economics*, DOI: 10.1080/10242694.2018.1446621

Farzanegan, M.R., Lessmann, C. & Markwardt, G. (2018). Natural Resource Rents and Internal Conflicts: Can Decentralization Lift the Curse? *Economic Systems.*

https://doi.org/10.1016/j.ecosys.

Farzanegan, M.R. & Zamani, R. (2022). The Effect of Corruption on Internal Conflict in Iran Using Newspaper Coverage. *Defence and Peace Economics*. 42(2), 186-205.

https://doi.org/10.1080/10242694.2022.2108571

Gurr, T.R. (1970). Why Men Rebel. Princeton (NJ): Princeton University Press.

Homer-Dixon, T.F. (1999). Environment, Scarcity and Violence. Princeton: Princeton University Press.

Humphreys, M. (2005). Natural Resources, Conflict, and Conflict Resolution: Uncovering the Mechanisms. *Journal of Conflict Resolution*, 49, 508-537.

Hwang, I. (2012). The Impacts of Globalization on Internal Conflict. *EPIK Journals*, 3(3).

Koubi, V., Spilker, G., Böhmelt, T. & Bernauer, T. (2014). Do Natural Resources Matter for Interstate and Intrastate Armed Conflict? *Journal of Peace Research*, 51(2), 227–243.

Lessmann, C. (2012): Regional Inequality and Decentralization: An empirical Analysis. *Environment and Planning*, 44(6), 1363-1388.

Musayev, V. (2016). Externalities in Military Spending and Growth: The Role of Natural Resources as a Channel through Conflict, *Defence and Peace Economics*, 378-391.

DOI:10.1080/10242694.2014.994833

Nochi Faha, D.R. (2021). Revisiting Natural Resources-Conflict Nexus. *Resources Policy*, Elsevier, vol. 70(C).

Oates, W.E. (1972), Fiscal Federalism, New York: Harcourt Brace Jovanovich.

Persson, T. & Tabellini, G. (1996). Federal Fiscal Constitutions: Risk Sharing and Moral Hazard. *Econometric*, 64(3), 623-646.

Rohner, D. (2017). Natural Resources and Conflict. https://doi.org/10.1057/978-1-349-95121-5_3061-2

Sini, S.; Abdul-Rahim, A.S. & Chindo, S. (2021). Does Natural Resource Influence Conflict in Africa? Evidence from Panel Nonlinear Relationship. *Resources Policy*, Elsevier, vol. 74(C).

Terasvirta, T. (2004). Smooth Transition Regression Modeling. in H. L¨utkepohl and M. Kratzig (Eds), Applied Time Series Econometrics, Cambridge University Press, Cambridge, 17, 507-552.

Themnér, L. & Wallensteen, P. (2012). Armed Conflict, 1946–2011. *Journal of Peace Research*, 49(4).

Tranchant, J.P. (2010). Does Fiscal Decentralization Dampen All Ethnic Conflicts? The heterogeneous Impact of Fiscal Decentralization on Local Minorities and Local Majorities, Working Paper, Munich Personal RePEc Archive.

Wick, K. & Bulte, E.H. (2006). Contesting Resources: Rent Seeking, Conflict and the Natural Resource Curse. *Public Choice*, 128(4), 457-476.