

رابطه بین ثبات سیاسی و نرخ تورم در کشورهای منتخب منطقه منا

حسن حیدری*
رقیه علی‌نژاد[‡]

رعنا اصغری[†]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۸/۱۷

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۰/۱۵

چکیده

پژوهش حاضر به بررسی تأثیرات آستانه‌ای بالقوه در رابطه میان شاخص ثبات سیاسی و نرخ تورم با لحاظ متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد مخارج مصرفی دولت، نقدینگی و نیز شاخص باز بودن اقتصاد برای ۱۶ کشور از کشورهای منطقه منا (MENA) طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۶ می‌پردازد. بدین منظور از مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل با رد فرضیه خطی بودن، وجود یک تابع انتقال پیوسته با دو رژیم متفاوت و اندازه آستانه‌ای ۰/۷۵۶ را برای شاخص ثبات سیاسی در کشورهای مورد مطالعه نشان می‌دهند. همچنین، نتایج مطالعه بیانگر شدت یافتن تأثیر منفی شاخص ثبات سیاسی، رشد تولید ناخالص داخلی و نیز شاخص باز بودن اقتصاد در مقادیر بالاتر از حد آستانه‌ای محاسبه شده برای ثبات سیاسی می‌باشند. سایر نتایج هم نشان می‌دهند که ضریب تأثیرگذاری متغیرهای رشد مخارج مصرفی دولت و نقدینگی در هر دو رژیم مثبت و معنی‌دار می‌باشند که البته در رژیم دوم از شدت تأثیرگذاری‌شان کاسته شده است. این نتایج تأییدی بر نتایج دیگر مطالعات مشابه است.

واژه‌های کلیدی: مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی، شاخص ثبات سیاسی، نرخ تورم، کشورهای منطقه منا

طبقه‌بندی JEL: C23, O53, O55

* دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه ارومیه؛ h.heidari@urmia.ac.ir

[†] کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه ارومیه؛ asghari.rana@gmail.com (نویسنده

مسئول)

[‡] کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه ارومیه؛ r.alinejhad68@gmail.com

۱ مقدمه

ثبات سیاسی در هر کشوری عامل توسعه و پیشرفت اقتصادی آن کشور است و عدم ثبات سیاسی به معنی هدر دادن منابع فیزیکی، انسانی و سرمایه‌های اجتماعی خواهد بود، که خود به منزله عقب‌گرد اقتصادی محسوب می‌شود. اولین و کمترین هزینه‌ای که بی‌ثباتی سیاسی در یک کشور ایجاد می‌کند، فرار سرمایه‌های داخلی و عدم جذب سرمایه‌های خارجی است که هر دو شکل‌دهنده اشتغال، تولید و در نتیجه کاهش‌دهنده نرخ تورم و نیز انحرافات اجتماعی می‌باشند. امروزه تلاش بسیاری از دولتمردان در کشورهای در حال توسعه، سعی در کنترل و پایین آوردن روند رشد قیمت‌هاست. از این‌رو، به جرأت می‌توان گفت که تورم یکی از پیچیده‌ترین، مهم‌ترین و حساس‌ترین مقولات اقتصادی و اجتماعی عصر حاضر بوده و بررسی و تحلیل آن، در پیشبرد اهداف و سیاست‌گذاری‌های مرتبط با رشد و توسعه اقتصادی بسیار حائز اهمیت است. زیرا اکثر اقتصاددانان اذعان دارند که میزان بالای تورم موجب نوعی ناکارآمدی در جهت کاهش رفاه جامعه و رشد اقتصادی می‌گردد. از سوی دیگر، تعیین علل متفاوت تجربه‌های تورمی در جهان همچنان به‌عنوان یک چالش مهم مورد بحث اقتصاددانان قرار دارد. همچنین شایان ذکر است که یکی از مهم‌ترین اهداف کلان اقتصادی کشورها، ثبات سطح عمومی قیمت‌هاست. این در حالی است که از مهم‌ترین پیامدهای زیان‌بار بی‌ثباتی سیاسی، سقوط ارزش پول کشور، فرار سرمایه‌ها و نهایتاً پیدایش شرایط تورمی نسبتاً بالا است که فضای نامناسبی برای سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های اقتصادی به وجود می‌آورند. لذا به نظر می‌رسد تعیین رابطه بین این دو متغیر، مهم و بحث‌برانگیز باشد. چراکه شواهد نشان می‌دهند صرف‌نظر از متغیرهای اقتصادی و نیز ساختارهای اقتصادی کشورهای مختلف، بی‌ثباتی‌های سیاسی، افزایش نرخ تورم را به دنبال دارند. علاوه بر این، آثار بی‌ثباتی سیاسی بر نرخ تورم کشورهایی که سطح عمومی قیمت‌هایشان بالاتر است، به مراتب بیشتر از کشورهایی است که سطح عمومی قیمت‌هایشان پایین‌تر است. این در حالی است که چنین پیامدهایی در کشورهای در حال توسعه بیشتر از کشورهای توسعه‌یافته و صنعتی می‌باشد. اما آنچه که در عمل مشاهده می‌شود، فقدان مطالعات تجربی جامع و کامل و با روش‌های نوین اقتصادسنجی در خصوص تعیین نوع رابطه بین متغیرهای مذکور می‌باشد. اکثر مطالعات انجام شده نیز، نحوه تأثیر ثبات سیاسی را بر متغیرهایی چون سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی بررسی نموده‌اند. مطالعات اندکی هم که رابطه بین ثبات سیاسی و نرخ تورم را بررسی نموده‌اند، در قالب مدل‌های خطی و ساده و اغلب الگوی داده‌های تابلویی با روش

اثرات ثابت یا تصادفی به تعیین این رابطه پرداخته‌اند و روابط غیرخطی محتمل بین این دو متغیر را در نظر نگرفته‌اند. در این نوع بررسی‌های خطی، برای تمام مقاطع یک ضریب یکسان و مشابه به دست می‌آید. این در حالی است که کشورهای مختلف، ساختار اقتصادی و تولیدی متفاوتی دارند و منطقی و معقول به نظر نمی‌رسد که تمامی کشورها از یک الگوی کاملاً یکسان و مشخصی تبعیت کنند. یک روش فائق آمدن بر مشکل فوق، استفاده از مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی (PSTR)^۱ است که با استفاده از این مدل، ضرایب تخمینی در طول زمان و نیز برای مقاطع مختلف تغییر می‌یابند. لذا این مطالعه با استفاده از مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی، به بررسی رابطه بین ثبات سیاسی و نرخ تورم برای گروه کشورهای منتخب منطقه MENA^۲ طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۶ می‌پردازد. پس آنچه که مطالعه حاضر را از سایر مطالعات متمایز می‌نماید، بکار بردن مدل PSTR به‌عنوان برجسته‌ترین مدل تغییر رژیم در داده‌های تابلویی کشورهای منتخب MENA است تا ایرادات موجود در مطالعات قبلی مرتفع شده و نتایج قابل اتکاءتری ارائه گردد.

در ادامه ساختار مقاله بدین شکل تنظیم شده است که در بخش دوم، ادبیات موضوع ارائه می‌شود، بخش سوم، پیشینه مطالعات انجام شده را نشان می‌دهد، بخش چهارم به تبیین مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی می‌پردازد، بخش پنجم تخمین الگو و یافته‌های تجربی تحقیق را ارائه داده و نهایتاً خلاصه و نتیجه‌گیری در بخش ششم ارائه می‌شود.

۲ مبانی نظری

به عقیده اکثر اقتصاددانان، متفاوت بودن میزان تورم در کشورها ناشی از تفاوت‌های موجود میان سیاست‌های پولی و مالی کشورهاست. این نوع نگرش باعث مطرح شدن سؤالی اساسی در این زمینه گردیده است؛ و آن اینکه، دلیل اتخاذ سیاست‌های پولی و مالی متفاوت از سوی کشورهای مختلف چیست؟ برای پاسخ به این سؤال، این ایده که توانایی دولت‌ها برای جمع‌آوری مالیات‌ها، بستگی به شرایط و ویژگی‌های ساختاری اقتصادی کشورها دارد، شکل گرفته است. برای مثال، به عقیده چلیاه و همکاران^۳ (۱۹۷۵)، توانایی کشورها در اخذ مالیات بستگی به مراحل توسعه‌یافتگی و نیز ویژگی ساختار اقتصادی آنها (مثلاً سهم بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی) دارد و در این خصوص شواهدی را

^۱ Panel Smooth Transition Regression (PSTR)

^۲ Middle East and North Africa (MENA)

^۳ Chelliah et al

ارائه کرده‌اند که کشورهای با درآمد سرانه غیرصادراتی بالاتر که تجارت آزادتری دارند و دارای بخش‌های معدنی وسیع‌تر بوده و در عوض بخش‌های کشاورزی کوچک‌تری دارند، به‌طور متوسط از ظرفیت مالیاتی بالاتر یا سهولت بیشتر در جمع‌آوری مالیات برخوردارند. لیکن از آنجا که هزینه‌های جمع‌آوری مالیات در این کشورها بالا و فرار مالیاتی گسترده است، بسیاری از آنها ممکن است در بیشتر مواقع از مالیات توری برای تأمین منابع مالی خود استفاده کنند. نکته دیگری که در این خصوص مطرح شده، آن است که دولت‌ها در کشورهای فقیر، برای تأمین مخارج خود بجای اخذ مالیات از حق‌الضرب استفاده می‌نمایند. این عوامل منجر به مطرح شدن نظریه مالیات‌بندی بهینه (فیلیپس^۱، ۱۹۷۳؛ وق^۲، ۱۹۸۹ و آیزنمن^۳، ۱۹۹۲) شد که طبق این نظریه، هزینه نهایی مالیات توری با هزینه نهایی مالیات بر تولید مطلوب دولت‌ها برابر خواهد بود که این نیز با دیدگاه ساختاری تعیین‌کننده‌های تورم سازگاری دارد. در این راستا افرادی نظیر ادواردز و تابلینی^۴ (۱۹۹۱) و کوکرمین و همکاران^۵ (۱۹۹۲) نظریه یاد شده را برای کشورهای درحال توسعه مردود شناخته‌اند. از آنجایی که تئوری مالیات‌بندی بهینه در عمل ناکام ماند، مدل‌های تجربی و نظری مبتنی بر نقش‌آفرینی متغیرهای سیاسی و نهادی بکار برده شدند. کوکرمین و همکاران (۱۹۹۲) یک مدل تئوریک را بسط داده‌اند که در آن، بی‌ثباتی سیاسی و تصمیم‌های قطبی به‌عنوان متغیرهای تعیین‌کننده دخیل در نظام‌های مالیاتی بوده و موجب بهره‌مندی دولت‌ها از ترکیبی از درآمدهای مالیاتی و تأمین منابع با چاپ پول شده است و در این راستا شواهدی را ارائه کرده‌اند که هر چه درجه بی‌ثباتی سیاسی و تصمیم‌گیری‌های قطبی و متمرکز بالاتر باشد، درآمدهای حاصل از چاپ پول در مقایسه با درآمد مالیاتی نیز بیشتر بوده است (به نقل از آيسن و ويگا^۶، ۲۰۰۵، ص ۳).

سؤالی که در این خصوص مطرح می‌شود آن است که چرا باید تعداد بیشتر تغییرات کابینه یا بحران‌های دولت به تورم بالاتر منتهی شود؟ بدیهی است که تغییرات کابینه و بحران‌های دولت به‌صورت مکرر، باعث محدود کردن افق نگرش اعضای دولت می‌گردد به

¹ Phelps

² Vegh

³ Aizenman

⁴ Edwards & Tabellini

⁵ Cukierman et al

⁶ Aisen & Veiga

طوری که آنها مطمئن نخواهند بود که تا پایان دوره در پست خود خواهند ماند. به عبارت دیگر، تغییرات مکرر موجب می‌شود که آنها بیشتر، اهداف کوتاه‌مدت را مدنظر قرار دهند و بنابراین حفظ تورم در سطوح پایین با مشکل مواجه می‌شود (آیسن و ویگا، ۲۰۰۵، ص ۴). نظریاتی نیز هستند که مربوط به رابطه علی بین بی‌ثباتی سیاسی و تورم می‌شوند. به عقیده پالدام^۱ (۱۹۸۷) ارتباط بین تورم و بی‌ثباتی سیاسی به صورت یک رابطه دوطرفه است، به این صورت که رابطه علیت از تورم به بی‌ثباتی سیاسی را می‌توان در قالب "فرضیه مسئولیت و هزینه‌های تورم" توضیح داد که بر طبق این فرضیه، دولت‌های مسئولیت‌پذیر در برابر نتایج سیاست‌های اقتصادی خود از سوی مردم مورد حمایت قرار می‌گیرند. اما رابطه علیت از بی‌ثباتی سیاسی به تورم مرتبط است با تقاضا برای مخارج عمومی که بیشتر به شیوه مالیات توری تأمین مالی می‌شود. در این راستا، هرگاه تورم به سطوح بالاتر افزایش می‌یابد، برای دولت‌های ضعیف و بی‌ثبات، بسیار مشکل خواهد بود که در برابر فشارهای سیاسی و مقاومت‌های مردم مقاومت کرده و یک سیاست مناسب را اتخاذ کنند (به نقل از آیسن و ویگا، ۲۰۰۵، ص ۴).

باید گفت که با استناد به مطالعه آل‌سینا و همکاران^۲ (۱۹۹۲)، بی‌ثباتی سیاسی با کاهش تولید و عرضه می‌تواند به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و در نتیجه نرخ تورم بالاتر منجر گردد، اما هیچ رابطه علی در جهت مخالف وجود ندارد. چرا که بحث نظری قوی که در زمینه این رابطه مطرح است، مبتنی بر اثرات نااطمینانی بر تصمیمات اقتصادی مولد از جمله سرمایه‌گذاری، تولید و عرضه نیروی کار است. به این صورت که تمایل بالای تغییر دولت با نااطمینانی در مورد سیاست‌های جدید دولت جدید همراه می‌شود و عوامل اقتصادی ریسک‌گریز ممکن است از اجرای طرح‌های اقتصادی دریغ نمایند و یا با سرمایه‌گذاری در خارج از کشور، از اقتصاد داخلی خارج شوند. در مقابل، سرمایه‌گذاران خارجی نیز محیط‌های سیاسی باثبات و با نااطمینانی کمتر در مورد حقوق مالکیت را ترجیح می‌دهند. در نتیجه، در محیط‌های سیاسی بی‌ثبات، سرمایه‌گذاری، تولید و عرضه کمتر خواهد بود (آل‌سینا و همکاران، ۱۹۹۲، ص ۵) و سطح عمومی قیمت‌ها یا به عبارتی نرخ تورم نیز از این کاهش تولید و عرضه بی‌تأثیر نمانده و افزایش خواهد یافت. همچنان که در مطالعه آل‌سینا و تابلینی^۳ (۱۹۸۹) که به بررسی اثرات نااطمینانی سیاسی روی

^۱ Paldam

^۲ Alesina et al

^۳ Alesina & Tabellini

سرمایه‌گذاری و فرار سرمایه می‌پردازد، نمایان است، احتمال سقوط دولت منجر به ایجاد دولت جدیدی می‌گردد که با تعویض سرمایه‌گذاری‌های مولد داخلی به نفع مصرف، باعث کاهش فعالیت‌های تولیدی و فرار سرمایه شده و در نتیجه منجر به کاهش تولید داخلی خواهد شد (به نقل از آل‌سینا و همکاران، ۱۹۹۲، ص ۵). این در حالی است که به عقیده دیمیتراکی^۱ (۲۰۱۰، ص ۲۱)، رشد اقتصادی پایین و به تبع آن تورم بالا باعث بی‌ثباتی سیاسی می‌گردد، اما رابطه علی در جهت عکس وجود ندارد. به این ترتیب که سیاست‌های اقتصادی بد منجر به عملکرد اقتصادی بد شده که این هم به نوبه خود منجر به محیط سیاسی ناپایدار می‌شود. با استناد به نظر زابلوتسکی^۲ (۱۹۹۶، ص ۲۴) پیرامون وجود رابطه علی دوطرفه نیز می‌توان گفت، همانطور که ثبات سیاسی با ایجاد شرایط مناسب برای سرمایه‌گذاری، زمینه‌های رشد اقتصادی بالا و تورم پایین را فراهم می‌نماید، با افزایش رشد اقتصادی و کاهش نرخ تورم نیز شرایط مساعدی برای برقراری ثبات سیاسی فراهم می‌گردد.

به‌طور کلی باید اذعان داشت که در مورد کانال‌های تأثیرگذاری ثبات سیاسی بر نرخ تورم نظرات متفاوتی وجود دارد. به عقیده بارو^۳ (۱۹۹۱، ص ۴۲۴) از آنجایی که در نظام‌های دموکراتیک، عموم در مورد انتخاب سیاستمداران و سیاست‌ها اظهارنظر می‌نمایند، لذا این عمل امکان براندازی قدرت حاکم را با ابزارهای نامشروعی چون کودتا و شورش از بین می‌برد. بنابراین در چنین جوامعی تغییرات سیاسی، پیش‌بینی‌پذیرتر از نظام‌های بسته است. این امر با کاهش هزینه ریسک سرمایه‌گذاری، موجب افزایش سرمایه‌گذاری و به تبع آن افزایش تولید و عرضه و نهایتاً کاهش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. از طرف دیگر، درگیری‌های جناحی، ترورهای سیاسی، کودتا و پدیده‌هایی مانند آن، با از بین بردن امنیت حقوق مالکیت موجب افزایش ریسک و نااطمینانی در فضای اقتصادی یک کشور گردیده و به تبع آن کاهش سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی، کاهش تولید و افزایش نرخ تورم را به دنبال دارد. حال آنکه سعیدی (۱۳۸۶، ص ۱۵) معتقد است ایجاد ثبات و امنیت در جامعه موجب افزایش سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی در کشور می‌شود. سرمایه‌گذاری خارجی ضمن انتقال تکنولوژی، مدیریت و کادر متخصص موردنیاز به کشور، منافع کشور را به منافع کشورهای سرمایه‌گذار گره می‌زند. لذا سرمایه‌گذاری‌های مذکور

¹ Dimitraki

² Zablotsky

³ Barro

خود ثبات و امنیت را بیشتر کرده و به سرمایه‌گذاری فزاینده و به تبع آن افزایش تولید و کاهش نرخ تورم منجر می‌شود.

۳ پیشینه مطالعات تجربی

این بخش، مروری بر پژوهش‌های مرتبط با موضوع دارد:

در بین مطالعات خارجی، مطالعه آیسن و ویگا (۲۰۰۵) به بررسی اینکه آیا بی‌ثباتی سیاسی منجر به تورم بالاتر می‌گردد؟ می‌پردازد. در این بررسی که برای ۱۰۰ کشور جهان طی سال‌های ۱۹۹۹-۱۹۶۰ و با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی داده‌های تابلویی صورت گرفته است، این نتیجه حاصل می‌شود که درجه بالاتر بی‌ثباتی سیاسی با تورم بالاتر ارتباط دارد.

آیسن و ویگا (۲۰۰۶) همچنین در مطالعه‌ای دیگر با هدف بررسی رابطه بین بی‌ثباتی سیاسی و نوسانات تورمی با استفاده از روش تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)^۱ برای داده‌های تابلویی پویای خطی و نمونه متشکل از ۱۰۰ کشور در طی سال‌های ۱۹۷۵ تا ۱۹۹۹ نتیجه می‌گیرند که سطوح پایین‌تر آزادی اقتصادی و سطوح بالای بی‌ثباتی سیاسی باعث افزایش نوسانات در نرخ‌های تورم می‌شوند.

در مطالعه‌ای دیگر نیز، آیسن و ویگا (۲۰۰۸) در بررسی تأثیر بی‌ثباتی سیاسی، تضاد اجتماعی و کیفیت نهادها بر تورم با استفاده از روش GMM برای داده‌های تابلویی پویای خطی و نمونه متشکل از ۱۶۰ کشور در طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۹ نتیجه می‌گیرند که درجات بالاتر بی‌ثباتی سیاسی و تضاد اجتماعی، دموکراسی کمتر و استقلال کمتر بانک مرکزی منجر به بی‌ثباتی بالای نرخ‌های تورم می‌شوند. همچنین نتایج حاکی از شدت یافتن تأثیر بی‌ثباتی سیاسی روی بی‌ثباتی تورم در کشورهای در حال توسعه با درجات پایین‌تر استقلال بانک مرکزی و آزادی اقتصادی می‌باشد.

در پاکستان نیز خان و ثقیب^۲ (۲۰۰۹) به بررسی تأثیر بی‌ثباتی سیاسی بر تورم طی سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۵۱ می‌پردازند. بدین منظور، آنها از روش GMM استفاده کرده و این رابطه را در دو مدل مختلف بررسی می‌نمایند. نتایج مدل پولی نشان می‌دهد که اثرات تعیین‌کننده‌های پولی نسبتاً حاشیه‌ای هستند و به فضای سیاسی پاکستان بستگی دارند.

^۱ Generalized Method of Moments

^۲ Khan & Saqib

یافته‌های مدل غیرپولی، به وضوح، وجود رابطه مثبت بین بی‌ثباتی سیاسی و تورم را تأیید می‌نماید.

از سوی دیگر، تلانتار و همکاران^۱ (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا به بررسی رابطه بین ثبات سیاسی، آزادی سیاسی و تورم برای یک نمونه ۳۹ کشوری طی سال‌های ۲۰۰۲-۱۹۸۳ می‌پردازند. نتایج برآورد نشان می‌دهد که در کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای با تورم کمتر، درجه پایین‌تر بی‌ثباتی سیاسی منجر به کاهش تورم خواهد شد. البته برای کشورهای در حال توسعه نیز زمانی که آزادی سیاسی در نظر گرفته می‌شود، بی‌ثباتی سیاسی عامل تأثیرگذاری بر تورم خواهد بود. این یافته‌ها تأکید می‌کنند که اثرات ثبات سیاسی در کاهش تورم، بستگی به ساختار سیاسی دموکراتیک کشورها دارد. در مطالعه‌ای دیگر در پاکستان، حیدر و همکاران^۲ (۲۰۱۱) به بررسی نتایج بی‌ثباتی سیاسی، حاکمیت و فساد اداری روی تورم و رشد طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۵۰ می‌پردازند. مقایسه میزان کارایی اقتصاد پاکستان در طول رژیم‌های مختلف نشان می‌دهد که پایه اقتصاد کلان در طول رژیم‌های استبدادی در مقایسه با رژیم‌های دموکراتیک، نوعی بهبود را نشان می‌دهد. به‌ویژه، ادوار رژیم‌های استبدادی به‌وسیله تورم پایین، رشد زیاد و سطح پایین فساد اداری، بهتر توصیف می‌شود. در مقابل، میزان کارایی اقتصاد در طول رژیم‌های دموکراسی با حاکمیت ضعیف و سطوح بالای فساد، رشد کم و تورم بالا به خاطر اتکا بر حق‌الضرب برای تأمین مالی مخارج عمومی، کم مشاهده شده است.

و نهایتاً جعفری صمیمی و همکاران^۳ (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای تأثیر ثبات سیاسی بر مالیات تورمی را برای یک نمونه ۱۷ کشوری از کشورهای منطقه منا (MENA) طی سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۳ بررسی می‌نمایند. یافته‌های این مطالعه با استفاده از مدل رگرسیونی داده‌های تابلویی از این عقیده که رابطه‌ای منفی بین ثبات سیاسی و مالیات تورمی وجود دارد، حمایت می‌کند. به عبارت دیگر سطوح بالای ثبات سیاسی با سطوح پایین‌تر مالیات تورمی قرین خواهد بود. اما نتایج همچنین نشان می‌دهند که برای این گروه کشورها و در بازه زمانی مذکور، افزایش بیشتر در ثبات سیاسی منجر به افزایش مالیات تورمی می‌شود که نتیجه‌ای غیرقابل‌قبول است و این نتیجه باعث شده این محققان انجام مطالعاتی با بازه زمانی و گروه کشورهای مختلف را پیشنهاد نمایند.

¹ Telatar

² Haider

³ Jafari Samimi

تمامی مطالعات انجام شده داخلی اعم از مطالعات میدری (۱۳۷۴)، جعفری صمیمی و آذرمنند (۱۳۸۴)، جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۶)، برادران شرکاء و ملک‌الساداتی (۱۳۸۷)، عیسی‌زاده و احمدزاده (۱۳۸۸)، ندیری و محمدی (۱۳۹۰)، کمیجانی و همکاران (۱۳۹۲) و نیز حیدری و علی‌نژاد (۱۳۹۲)، به بررسی تأثیر شاخص‌های حکمرانی - که شاخص ثبات سیاسی نیز جزو این شاخص‌هاست - بر رشد و توسعه اقتصادی کشورها می‌پردازند. در این مطالعات از روش‌ها و تکنیک‌های مختلف اقتصادسنجی البته از مدل‌های خطی استفاده شده و نتایج مشابهی برای گروه کشورهای مختلف که حاکی از تأثیر مثبت و معنادار شاخص‌های حکمرانی خوب بالاخص شاخص ثبات سیاسی بر رشد و توسعه اقتصادی می‌باشد، به دست آمده است. در این میان، مطالعه حیدری و علی‌نژاد (۱۳۹۲) در بررسی تأثیر ثبات سیاسی بر رشد اقتصادی کشورهای دی هشت (-۸D) و نیز تبیین نحوه تأثیرگذاری شاخص ثبات سیاسی بر رشد اقتصادی در طول رژیم‌های مختلف، از رویکرد مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی استفاده نموده و نتیجه‌ای جامع‌تر و کامل‌تر از سایر مطالعات به دست آورده‌اند. به این صورت که این شاخص در رژیم اول و در سطوح پایین‌تر ثبات سیاسی، تأثیر منفی و معنی‌دار و در رژیم دوم و سطوح بالای ثبات سیاسی، تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی داشته است. با استناد به نتیجه این مطالعه باید گفت امکان تأثیرگذاری نامتقارن این شاخص بر متغیرهای کلان اقتصادی محتمل به نظر می‌رسد و استفاده از مدل‌های PSTR، به‌عنوان برجسته‌ترین مدل تغییر رژیمی، محققان را در این خصوص یاری می‌نماید.

در حالت کلی، جمع‌بندی مطالعات پیرامون موضوع، نشان می‌دهد که تمامی مطالعات داخلی به بررسی تأثیر ثبات سیاسی بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند، هرچند مطالعات محدودی در خارج از کشور به بررسی تأثیر ثبات سیاسی بر تورم پرداخته‌اند. البته در این مطالعات عموماً از رهیافت الگوهای خطی استفاده شده که به دلیل وجود احتمال بسیار در مورد ناهمگنی^۱ داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی و تورم کشورهای مختلف، بسیاری از مطالعات انجام گرفته با نادیده گرفتن این مسئله و انتخاب اثرات گروهی داده‌های تابلویی و نیز با استفاده از روش‌های اثرات ثابت و تصادفی، به تخمین مدل مورد مطالعه پرداخته‌اند که این مسئله، برآوردهای رگرسیونی کاذب را به دنبال دارد. زیرا ارائه یک پارامتر ثابت و مشابه برای توضیح رفتار نرخ تورم و شاخص ثبات سیاسی در کشورهای

^۱ heterogeneity

مختلف و به طور خاص برای کشورهای که سطوح درآمدی و ساختار اقتصادی آن‌ها بسیار متفاوت است، چندان معقول و منطقی به نظر نمی‌رسد. لذا با هدف پر کردن خلأ مطالعاتی در خصوص تعیین رابطه بین ثبات سیاسی و نرخ تورم حداقل در داخل کشور و با استفاده از مدل مناسبی که دربرگیرنده اکثر متغیرهای تأثیرگذار در تابع تولید باشد و نیز بررسی وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای مدل، می‌توان نتایج قابل‌اتکاتری را ارائه نموده و مشکلات موجود در مطالعات قبلی را مرتفع کرد.

۴ معرفی مدل و روش‌شناسی پژوهش

در مطالعه حاضر با استفاده از مدل پایه معرفی شده توسط المرحوبی^۱ (۲۰۰۰)، ویندیلین و هیلمن^۲ (۲۰۰۷) و دمیر و پراکسا^۳ (۲۰۱۱)، داده‌های موجود برای ۱۶ کشور منتخب منطقه MENA^۴ طی دوره زمانی ۱۹۹۶-۲۰۱۴ در قالب مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی تحت بررسی قرار می‌گیرد. مدل اولیه ارائه شده در مطالعات مذکور، به صورت زیر می‌باشد:

$$LINF_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 LGDPP_{it} + \alpha_3 CPI_{it} + \alpha_4 LG_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

در مدل فوق، $LINF_{it}$ ، لگاریتم نرخ تورم (نرخ رشد شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی)، CPI_{it} شاخص ادراک فساد به عنوان متغیر جایگزین برای اندازه‌گیری فساد اداری، LG_{it} ، لگاریتم مخارج دولتی و $LGDPP_{it}$ نیز بیانگر لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه می‌باشد. این مطالعه نیز با اقتباس از این مدل و با در نظر گرفتن متغیرهای درجه باز بودن اقتصاد، مخارج مصرفی دولت و نقدینگی به عنوان متغیرهای غیرپولی و پولی مؤثر بر نرخ تورم در کشورهای منطقه MENA مدلی جامع را به صورت رابطه ۲ تصریح و برای بررسی موضوع به کار می‌گیرد:

¹ Al-Marhubi

² Vindelyn & Hillman

³ Damir & Praksa

^۴ این ۱۶ کشور عبارتند از: الجزایر، بحرین، جیبوتی، مصر، ایران، اردن، کویت، لیبی، مالت، مراکش، عربستان سعودی، عمان، قطر، سودان، سوریه و یمن.

$$LINF_{it} = \beta_{\gamma_i} + \beta_{\gamma} DLGDP_{it} + \beta_{\gamma} PSI_{it} + \beta_{\gamma} DLG_{it} + \beta_{\delta} M\Upsilon_{it} + \beta_{\zeta} OPEN_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

که در آن، $LINF_{it}$ ، لگاریتم نرخ تورم، $DLGDP_{it}$ بیانگر رشد تولید ناخالص داخلی، PSI_{it} شاخص ثبات سیاسی، DLG_{it} رشد مخارج مصرفی دولت و $OPEN_{it}$ شاخص بازبودن اقتصاد بوده که به صورت نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی تعریف می‌شود. $M\Upsilon_{it}$ نیز معرف نقدینگی است که به صورت نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شده است.

نظر به اینکه در مدل‌های رگرسیونی ساده تابلویی، مدل‌های اثرات ثابت و یا تصادفی تعیین‌کننده اثرات زمانی و مقطعی ناهمگن داده‌ها می‌باشند، اندیشمندانی در جهت گسترش و ایجاد رویکردهای داده‌های تابلویی متفاوتی کوشیدند تا ضرایب رگرسیونی در طول زمان و برای مقاطع تغییر یابند. یکی از ابتدایی‌ترین این رویکردها، مدل رگرسیون آستانه‌ای تابلویی (PTR)^۱ ارائه شده توسط هنسن^۲ (۱۹۹۹) می‌باشد که در آن، مشاهدات تابلویی با توجه به مقادیر متغیر آستانه‌ای که کمتر و یا بیشتر از مقدار آستانه‌ای تعیین شده باشند به چند رژیم همگن^۳ تقسیم می‌شوند. در این مدل، مشاهداتی بسیار نزدیک به مقدار آستانه‌ای موجود می‌باشند که به لحاظ اختلافات اندک، در دو گروه متفاوت قرار می‌گیرند و نحوه تأثیرگذاری آن‌ها با یک جهش شدید مواجه است (چیو و همکاران^۴، ۲۰۱۱). از این‌رو فوک و همکاران^۵ (۲۰۰۴) برای تکمیل و رفع این ایراد، مدل PSTR را ارائه نموده‌اند که خود این مدل نیز توسط گونزالز و همکاران^۶ (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین^۷ (۲۰۰۶) گسترش یافته و در واقع فرم گسترش‌یافته مدل PTR با لحاظ نمودن تابع انتقال شناخته شده است. بطوریکه مدل PSTR با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال تصریح شده توسط گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) به‌صورت رابطه ۳ قابل تبیین است:

¹ Panel Threshold Regression (PTR)

² Hansen

³ Homogenous

⁴ Chiou

⁵ Fok

⁶ Gonzalez

⁷ Colletaz & Hurlin

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_1 x_{it} + \beta'_2 x_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + u_{it} \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (۳)$$

که در آن y_{it} متغیر وابسته، x_{it} برداری از متغیرهای برونزا، μ_i اثرات ثابت مقاطع و u_{it} نیز جزء خطا است که $i.i.d.N(0, \sigma_\epsilon^2)$ فرض شده است. i و t نیز به ترتیب مقاطع و ابعاد زمانی داده‌های تابلویی می‌باشند. همچنین، تابع انتقال $g(q_{it}; \gamma, c)$ یک تابع پیوسته و کران‌دار بین صفر و یک است که توسط مقدار متغیر آستانه‌ای تعیین و به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) به صورت لاجستیکی زیر تصریح می‌گردد:

$$g(q_{it}; \gamma, c) = \left[1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j)) \right]^{-1} \quad \gamma > 0, c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m \quad (۴)$$

که q_{it} متغیر انتقال یا آستانه‌ای و γ بیانگر پارامتر شیب و در واقع سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد. $c = (c_1, \dots, c_m)$ نیز برداری از پارامترهای حد آستانه‌ای یا مکان‌های وقوع تغییر رژیم است. با توجه به مبانی نظری و تجربی موجود در زمینه مورد مطالعه، شاخص ثبات سیاسی به عنوان متغیر انتقال انتخاب شده و فرم تعمیم‌یافته مدل PSTR با بیش از یک تابع انتقال به صورت رابطه زیر قابل تصریح است:

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_1 x_{it} \sum_{j=1}^r [\beta'_j x_{it}] g_j(q_{it}^j; \gamma_j, c_j) + u_{it} \quad (۵)$$

لازم به ذکر است که در این رویکرد با استناد به مطالعه گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) باید گفت که به منظور بیان نحوه تغییرپذیری پارامترها و انتخاب بهترین مدل، لحاظ کردن یک یا دو مقدار آستانه‌ای، $m=1$ یا $m=2$ در مدل تخمینی مناسب خواهد بود. بطوریکه در حالت $m=1$ ، مدل PSTR دلالت بر دو رژیم حادی مرتبط با مقادیر کمتر و بیشتر از متغیر انتقال (q_{it}) در مقایسه با حد آستانه‌ای (c_1) و با یک تابع انتقال یکنواخت از ضرایب β_1 تا $\beta_1 + \beta_2$ دارد. حال آنکه برای $m=2$ ، تابع انتقال در نقطه $(c_1 + c_2)/2$ به حداقل رسیده و مقدار عددی یک را برای مقادیر کمتر و بیشتر متغیر انتقال (q_{it}) به خود اختصاص می‌دهد. از سوی دیگر به دلیل اینکه تخمین مدل نهایی PSTR مستلزم تعیین تعداد توابع انتقال می‌باشد، گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) با ارائه یک فرایند آزمون تشخیصی در وجود یا عدم وجود رابطه غیرخطی، زمینه را جهت تخمین

قابل اطمینان مدل نهایی PSTR با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی (NLS)^۱ فراهم کرده‌اند.

۵ تخمین مدل و نتایج تجربی

رابطه ۶ یک حالت کلی از مدل PSTR را ارائه می‌دهد که متغیرهای به کار رفته در پژوهش حاضر را شامل می‌گردد:

$$\begin{aligned}
 LINF_{it} = & \mu_i + \alpha_{\gamma} DLGDP_{it} + \alpha_{\psi} PSI_{it} + \alpha_{\varphi} DLG_{it} & (۶) \\
 & + \alpha_{\zeta} M\zeta_{it} + \alpha_{\delta} OPEN_{it} + \\
 & [\beta_{\gamma} DLGDP_{it} + \beta_{\psi} PSI_{it} + \beta_{\varphi} DLG_{it} + \beta_{\zeta} M\zeta_{it} + \beta_{\delta} OPEN_{it}] g(q_{it}; \gamma, c) + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

از سوی دیگر قبل از تخمین مدل PSTR، لزوم بررسی مانایی متغیرها ضرورت استفاده از آزمون‌های مانایی در داده‌های تابلویی را ایجاد می‌کند، که برای این منظور، در این مطالعه از آزمون‌های ریشه واحد تابلویی ایم، پسران و شین^۲ (۲۰۰۳) و لوین، لین و چو^۳ (۲۰۰۲) استفاده شده است. همان‌طور که جدول ۱ نشان می‌دهد آزمون IPS بیانگر نامانای بودن متغیرهای DLGDP، PSI، OPEN و آزمون LLC نیز بیانگر نامانای بودن متغیر DLGDP در دوره مورد بررسی می‌باشد. اگرچه پایایی سایر متغیرها با استفاده از هر دو آزمون مانا به اثبات می‌رسد اما واضح است که وجود برخی متغیرهای نامانای در مدل، منجر به ایجاد رگرسیون کاذب می‌شود. لذا در ادامه، برای مرتفع نمودن این مسئله نیز از آزمون همجمعی کائو^۴ (۱۹۹۰) در مواجهه با حضور چند متغیر نامانای در مدل استفاده شده است. بطوریکه اگر نتیجه این آزمون هم‌انباشته بودن متغیرها را تأیید نماید، می‌توان گفت که متغیرها در بلندمدت رابطه دارند و وجود متغیرهای نامانای در مدل مشکلی ایجاد نمی‌نماید.

^۱ Non-linear Least Squares (NLS)

^۲ Im, Pesaran & Shin (IPS)

^۳ Levin., Lin & Cho (LLC)

^۴ Kao

همانطور که جدول ۲ نشان می‌دهد نتیجه آزمون همجمعی کائو دلالت بر هم‌انباشتگی متغیرهای تحت بررسی می‌باشد.

جدول ۱

آزمون‌های ریشه واحد تابلویی IPS و LLC

| متغیرها | آزمون IPS | | آزمون LLC | |
|----------------|-----------|--------|-----------|--------|
| | آماره W | احتمال | آماره t | احتمال |
| LINF | -۲/۷۳۸ | ۰/۰۰۳ | -۱/۸۰۵ | ۰/۰۳۷ |
| DLGDP | -۰/۶۱۴ | ۰/۲۶۸ | -۰/۹۷۸ | ۰/۱۶۶ |
| PSI | -۰/۷۷۳ | ۰/۲۱۷ | -۲/۵۸۹ | ۰/۰۰۵ |
| DLG | -۷/۶۵۲ | ۰/۰۰۱ | -۱۱/۶۴۸ | ۰/۰۰۱ |
| M ^۲ | -۱/۶۴۶ | ۰/۰۴۸ | -۲/۹۲۲ | ۰/۰۰۱ |
| OPEN | -۰/۱۷۷ | ۰/۴۲۵ | -۱/۵۴۱ | ۰/۰۶۵ |

منبع: محاسبات نویسندگان

جدول ۲

نتایج آزمون هم‌انباشتگی تابلویی کائو

| | آماره t | احتمال |
|-----|---------|--------|
| ADF | -۵/۰۷۸ | ۰/۰۰۰ |

منبع: محاسبات نویسندگان

در این قسمت به پیروی از پیشنهاد گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، نخست، فرضیه خطی بودن در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR با در نظر گرفتن شاخص ثبات سیاسی به عنوان متغیر انتقال مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج جدول ۳ در این مورد نشان می‌دهد که تمامی آماره‌ها برای یک و دو حد آستانه‌ای ($m=1$ و $m=2$) وجود رابطه خطی را رد کرده و رابطه غیرخطی بین متغیرها را نشان می‌دهند. لذا پس از حصول اطمینان از وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها، لازم است که وجود رابطه غیرخطی باقیمانده، به منظور تعیین تعداد توابع انتقال، بررسی گردد. طبق نتایج جدول ۳ تنها لحاظ کردن یک تابع انتقال برای تصریح رابطه غیرخطی بین ثبات سیاسی و نرخ تورم مناسب می‌باشد.

جدول ۳

آزمون‌های خطی بودن و نبود رابطه غیرخطی باقیمانده

| | m=۱ | | | m=۲ | | |
|---------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | LM_w | LM_F | LR | LM_w | LM_F | LR |
| $H_1: r = 0 \text{ vs } H_0: r$ | ۱۵/۷۶۲ | ۳/۰۱۵ | ۱۶/۵۸۱ | ۲۶/۳۴۳ | ۲/۶۳۶ | ۲۸/۸۳۹ |
| = ۱ | (۰/۰۰۹) | (۰/۰۱۶) | (۰/۰۰۱) | (۰/۰۰۵) | (۰/۰۰۹) | (۰/۰۰۱) |
| $H_1: r = 1 \text{ vs } H_0: r$ | ۱۰/۳۶۸ | ۱/۷۶۲ | ۱۰/۷۱۹ | ۱۴/۷۴۱ | ۱/۲۵۸ | ۱۵/۴۹۸ |
| = ۲ | (۰/۰۷۱) | (۰/۱۳۳) | (۰/۰۶۲) | (۰/۱۵۸) | (۰/۲۶۹) | (۰/۱۲۳) |

یادداشت. m بیانگر تعداد مکان‌های آستانه‌ای و r بیانگر تعداد توابع انتقال می‌باشند. مقادیر احتمال مربوط به هر آماره داخل پرانتز گزارش شده است. محاسبات در نرم‌افزار MatLab صورت گرفته است. منبع: محاسبات نویسندگان.

در گام بعدی و پس از رد فرضیه خطی بودن رابطه موجود بین متغیرهای تحت بررسی و انتخاب یک تابع انتقال، ضرورت تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای برای انتخاب مدل نهایی وجود دارد. از این رو به پیروی از کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶)، جوید^۱ (۲۰۱۰)، اصغری و محسنی زنوزی (۱۳۹۲)، حیدری و سعیدپور (۱۳۹۲) و نیز حیدری و همکاران (۱۳۹۳)، دو مدل PSTR با یک و دو حد آستانه‌ای تخمین زده شده و برای هر کدام از آن‌ها مقادیر مجموع مجذور باقیمانده‌ها، معیار شوارتز^۲ و معیار اطلاعات آکائیک^۳ محاسبه شده است. جدول شماره ۴، شامل معیارهای عنوان‌شده برای هر دو مدل PSTR است که بیانگر همسو بودن نتیجه هر سه معیار مبنی بر مناسب بودن یک مدل PSTR با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای برای بررسی رفتار غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه می‌باشد.

¹ Jude

² Schwarz Criterion

³ Akaike Information Criterion

جدول ۴

تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای در یک تابع انتقال

| | مجموع مجذور باقیمانده‌ها | معیار شوارتز | معیار آکائیک |
|-----|-----------------------------|--------------|--------------|
| m=۱ | ۶۳/۸۵۶ | -۱/۱۵۸ | -۱/۳۱۲ |
| m=۲ | ۶۳/۳۱۴ | -۱/۱۴۷ | -۱/۳۰۹ |

یادداشت. محاسبات در نرم‌افزار MatLab صورت گرفته است. منبع: محاسبات نویسندگان.

بدیهی است برآورد مدل دو رژیم‌ی PSTR با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای در مرحله بعدی قرار دارد که نتایج این برآورد در جدول شماره ۵ ارائه گردیده است. پارامتر شیب (سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر) معادل ۱۰۵/۱۱۴ و حد آستانه‌ای شاخص ثبات سیاسی مقدار ۰/۷۵۶ برآورد شده است. در رژیم اول یعنی قسمت خطی مدل PSTR که در آن مقدار تابع انتقال صفر در نظر گرفته شده است، متغیرهای نقدینگی و رشد مخارج مصرفی دولت تأثیر مثبت و معنی‌دار و متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، شاخص ثبات سیاسی و شاخص باز بودن اقتصاد تأثیر منفی و معنی‌داری بر تورم دارند. در رژیم دوم که بیانگر گذار از سطوح پایین ثبات سیاسی به سطوح بالای آن است، تأثیر متغیرها همانند رژیم اول است، با این تفاوت که از شدت تأثیرگذاری مثبت نقدینگی و رشد مخارج دولت کاسته شده و شدت تأثیرگذاری منفی شاخص ثبات سیاسی، رشد تولید ناخالص داخلی و شاخص باز بودن اقتصاد افزایش پیدا کرده است.

جدول ۵

نتایج تخمین مدل *PSTR*

| ضرایب <i>DLGDP</i> | | ضرایب <i>PSI</i> | | | |
|--------------------|-----------------|------------------|------------------|------------------|-----------------|
| α_1 | -۱/۱۰۱ (-۱/۹۲۶) | α_1 | -۵/۰۶۹ (-۲/۲۵۹) | | |
| β_1 | -۰/۰۹۵ (-۲/۰۴۷) | β_1 | ۱۹/۱۷۱- (-۴/۲۲۶) | | |
| ضرایب <i>OPEN</i> | | ضرایب <i>M2</i> | | ضرایب <i>DLG</i> | |
| α_2 | -۰/۴۰۳ (-۲/۳۹۸) | α_2 | ۰/۰۳۴ (۵/۱۹۷) | α_2 | ۰/۰۴۳ (۳/۸۴۲) |
| β_2 | -۰/۲۴۳ (-۲/۳۲۴) | β_2 | -۰/۰۱۴ (-۱/۸۱۵) | β_2 | -۰/۰۲۷ (-۲/۳۸۹) |

رژیم حدی اول: $G(q_{it}; \gamma, c) = 0$

$$LINF_{it} = \mu_i - 5.069 PSI_{it} - 1.101 DLGDP_{it} + 0.043 DLG_{it} + 0.034 M2_{it} - 0.403 OPEN_{it}$$

رژیم حدی دوم: $G(q_{it}; \gamma, c) = 1$

$$LINF_{it} = \mu_i - 24.240 PSI_{it} - 1.195 DLGDP_{it} + 0.070 DLG_{it} + 0.048 M2_{it} - 0.646 OPEN_{it}$$

$$\gamma = 105.114$$

$$c = 0.756$$

یادداشت. مقادیر داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره t است. γ و c نیز به ترتیب بیانگر پارامتر شیب و حد آستانه‌ای می‌باشند. محاسبات در نرم‌افزار MatLab صورت گرفته است. منبع: محاسبات نویسندگان.

در ادامه به منظور تبیین بهتر نتایج حاصل از تخمین مدل *PSTR* و نحوه تأثیرگذاری متغیرها بر تورم، این روابط در قالب شکل نمایش داده می‌شود. در شکل شماره ۱ تابع انتقال که در آن مقدار این تابع که یک تابع کران‌دار بین صفر و یک می‌باشد، در مقابل متغیر انتقال (شاخص ثبات سیاسی) رسم شده است. همانطور که ترسیم نموداری تابع انتقال نشان می‌دهد، در حد آستانه‌ای 0.756 ، تابع انتقال با سرعتی نسبتاً بالا (معادل پارامتر شیب) $105/114$ تغییر رژیم داده است که دلالت بر دو رژیمی بودن تابع انتقال دارد. در شکل شماره ۲، ضرایب تأثیرگذاری شاخص ثبات سیاسی بر تورم با توجه به مقادیر متغیر انتقال رسم شده است. همانطور که این شکل نشان می‌دهد، افزایش ثبات سیاسی منجر به کاهش تورم می‌شود که با گذار از حد آستانه‌ای یا ورود به رژیم دوم، شدت اثرگذاری آن افزایش می‌یابد. با توجه به مبانی نظری و شواهد تجربی موجود، بدیهی است که در جوامع با بحران‌های بیشتر و در نتیجه سطح پایین ثبات سیاسی، از یک طرف انگیزه‌ای برای پس‌انداز و سرمایه‌گذاری وجود نداشته که این امر موجب افزایش تقاضا برای مصرف و در نتیجه افزایش سطح قیمت‌ها می‌گردد. در واقع در صورت فقدان ثبات سیاسی در کشورها، فعالین اقتصادی انگیزه خود را برای انجام فعالیت‌های تولیدی به ویژه فعالیت‌های نوآورانه که متکی بر عوامل جدید تولید است، از دست می‌دهند، چرا که امکان

استفاده مطلوب از نیروی انسانی و گسترش بازار به‌عنوان مؤلفه‌های نوین تولید کاهش یافته و در نتیجه رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. در حالی که ثبات سیاسی در کشورها و فقدان هرگونه آشوب، نزاع‌های داخلی، ترور، کودتا و پدیده‌های مانند آن موجب ترغیب فعالین اقتصادی و شهروندان در محیطی آرام و امن به سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های تولیدی، افزایش قدرت رقابت‌پذیری و چانه‌زنی در عرصه نظام بین‌المللی ناشی از کاهش هزینه‌ها و قیمت‌ها و در نهایت دستیابی به رشد اقتصادی مستمر و باثبات می‌گردد. بی‌ثباتی سیاسی و تصمیم‌های قطبی، موجب بهره‌مندی دولت‌ها از ترکیبی از درآمدهای مالیاتی و تأمین منابع با چاپ پول می‌شود. بطوریکه با پایین آمدن درجه ثبات سیاسی و بالا رفتن تصمیم‌گیری‌های قطبی و متمرکز، کسب درآمد از طریق چاپ پول در مقایسه با درآمد مالیاتی برای دولت‌ها راحت‌تر است؛ که این خود منجر به استفاده بیش‌تر دولت‌ها از حق‌الضرب پول و در نتیجه تورم بالا می‌گردد. از سوی دیگر، تغییرات کابینه و بحران‌های دولت به‌صورت مکرر خود منجر به محدود شدن افق نگرش اعضای دولت و نااطمینانی آن‌ها نسبت به حفظ سمت خود می‌گردد و لذا حفظ تورم در سطوح پایین در این شرایط، دشوار خواهد بود، چراکه اهداف دولت‌های بی‌ثبات، کوتاه‌مدت و سیاست‌های آن‌ها خلق‌الساعه می‌باشد. به عبارت دیگر در سطوح پایین ثبات سیاسی، سطح عمومی قیمت‌ها بالاتر خواهد بود و همانطور که شکل ۲ نشان می‌دهد، با افزایش سطح ثبات سیاسی، این متغیر با شدت بیش‌تری بر تورم اثر می‌گذارد.

شکل شماره ۳ نیز نمایانگر نحوه تأثیرگذاری رشد تولید ناخالص داخلی بر تورم می‌باشد که مشاهده می‌شود همگام با افزایش ثبات سیاسی (حرکت از رژیم اول به رژیم دوم)، شدت تأثیرگذاری رشد تولید ناخالص داخلی بر تورم افزایش می‌یابد. علل این امر نیز این است که اثرات نااطمینانی بر تصمیمات اقتصادی مولد از جمله سرمایه‌گذاری، تولید و عرضه نیروی کار و قرین بودن احتمال بالای تغییر دولت با نااطمینانی در مورد سیاست‌های جدید دولت جدید و در نتیجه کاهش انگیزه عوامل اقتصادی ریسک‌گریز در اجرای طرح‌های اقتصادی و افزایش خروج سرمایه از کشور، همگی در کاهش سطح تولید و در نتیجه بالا رفتن تورم نقش دارند. از طرف دیگر اثرات تورمی رشد عرضه پول نیز زمانی که سطح تولید ناخالص داخلی پایین باشد، بیشتر خواهد بود. از این رو در سطوح بیش‌تر ثبات سیاسی، شدت تأثیرگذاری رشد تولید ناخالص داخلی بر تورم افزایش می‌یابد.

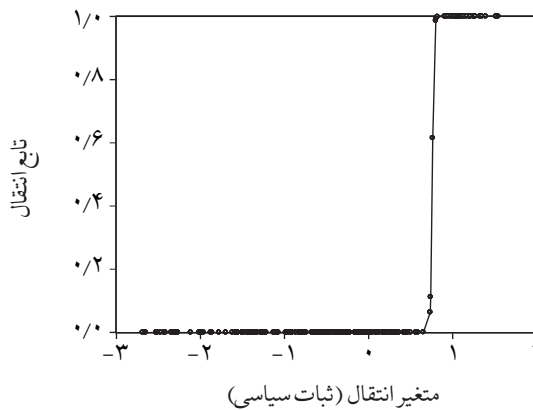
در شکل شماره ۴ نحوه تأثیرگذاری رشد مخارج مصرفی دولت بر تورم بیانگر آن است که همگام با افزایش سطح ثبات سیاسی (حرکت از رژیم اول به رژیم دوم)، شدت تأثیرگذاری مخارج مصرفی دولت بر تورم کاهش می‌یابد. چراکه پایین بودن ثبات سیاسی، با تضعیف

مدیریت مالیاتی و کاهش درآمدهای مالیاتی دولت، منجر به تشدید کسری بودجه گردیده و این شرایط، ظاهراً دولت را برای استفاده از حق ضرب پول برای تأمین مالی مخارج خود موجه می‌نماید. این روش نتیجه‌ای جز افزایش سطح عمومی قیمت‌ها یعنی تورم نخواهد داشت. هم‌چنین پاسخگو بودن تقاضا برای مخارج عمومی که اغلب از طریق مالیات تورمی تأمین مالی می‌شود، شرایط حاد تورمی را ایجاد می‌کند که در این حالت، اتخاذ یک سیاست مناسب جهت تأمین مالی بهتر این مخارج توسط دولت‌های ضعیف و بی‌ثبات- که با فشارهای سیاسی و مقاومت‌های مردم نیز روبروست- دشوار بوده و این خود منجر به شدت گرفتن افزایش نرخ تورم می‌گردد. لذا در سطوح بالای ثبات سیاسی، بالا رفتن مخارج مصرفی دولت، با ضریب کمتری منجر به بالا رفتن تورم می‌گردد.

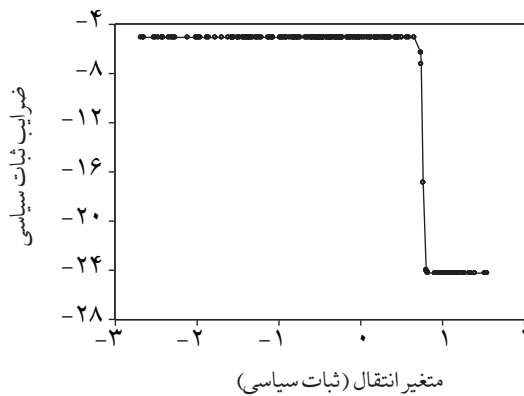
نحوه تأثیرگذاری حجم نقدینگی بر تورم نیز در شکل شماره ۵ نشان می‌دهد که همگام با افزایش سطح ثبات سیاسی (حرکت از رژیم اول به رژیم دوم) شدت تأثیرگذاری مثبت حجم نقدینگی بر تورم کاهش می‌یابد. واضح است که نقدینگی بالا در سطح جامعه عمدتاً ناشی از سیاست حق ضرب که ابزار اصلی برای تأمین مخارج دولتی و در واقع کسری بودجه است، می‌باشد. از طرف دیگر به نظر می‌رسد در سطوح پایین ثبات سیاسی (رژیم اول) بنا به دلایلی که قبلاً بیان گردید، دولت با کسری زیاد در بودجه مواجه گردد. واضح است که جبران این کسری جز با حق ضرب میسر نمی‌گردد. از این رو با افزایش ثبات سیاسی، سطح نقدینگی و در نتیجه شدت تأثیر مثبتش بر تورم کمتر می‌گردد.

در نهایت، شکل شماره ۶ نحوه تأثیرگذاری شاخص باز بودن اقتصاد بر تورم را نشان می‌دهد که دلالت بر همگام بودن افزایش سطح ثبات سیاسی (حرکت از رژیم اول به رژیم دوم) با شدت گرفتن تأثیرگذاری این متغیر بر تورم می‌باشد. بدیهی است شاخص باز بودن اقتصاد از دو طریق به کاهش سطح عمومی قیمت‌ها منجر می‌گردد. نخست، از طریق افزایش کالاهای وارداتی و سرمایه‌ای توسط تولیدکنندگان داخلی و دیگری از طریق افزایش میزان رقابت‌پذیری در تولید کالاهای قابل مبادله داخلی که تولیدکنندگان داخلی را مجبور می‌نماید برای حفظ رقابت‌پذیری محصولات خود، کیفیت کالاها و خدمات را افزایش و یا هزینه‌های تولید را کاهش دهند. این در حالی است که تمایل سرمایه‌گذاران خارجی به سرمایه‌گذاری در محیط‌های سیاسی باثبات و با نااطمینانی کمتر در مورد حقوق مالکیت بر شدت کاهش روابط خارجی و شاخص باز بودن اقتصاد و بالا رفتن تورم می‌افزاید. هم‌چنین بالا بودن حق اظهارنظر در مورد انتخاب سیاستمداران و سیاست‌ها و پیش‌بینی‌پذیرتر بودن تغییرات سیاسی در نظام‌های دموکراتیک نسبت به نظام‌های بسته، خودبه‌خود کاهش هزینه ریسک سرمایه‌گذاری و افزایش سرمایه‌گذاری، تولید و عرضه و نهایتاً کاهش سطح

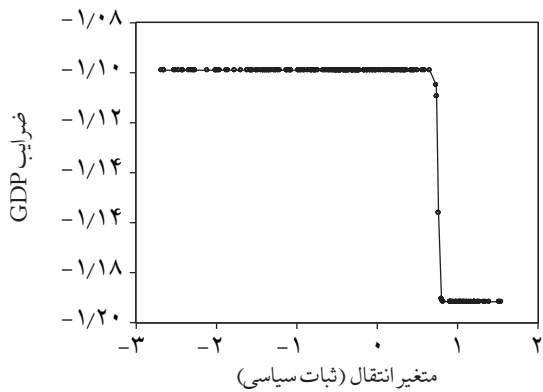
عمومی قیمت‌ها را به دنبال می‌آورد. در حالی که، سرمایه‌گذاری خارجی ضمن انتقال تکنولوژی، مدیریت و کادر متخصص موردنیاز به کشور با انتقال منافع سایر کشورها به جامعه، موجب ثبات و امنیت بیشتر، سرمایه‌گذاری فزاینده و به تبع آن افزایش تولید و کاهش نرخ تورم منجر می‌گردد. لذا در نظام‌های بی‌ثبات، شاخص باز بودن اقتصاد نسبتاً پایین و در نتیجه شدت تأثیرگذاری منفی‌اش بر تورم کمتر است.



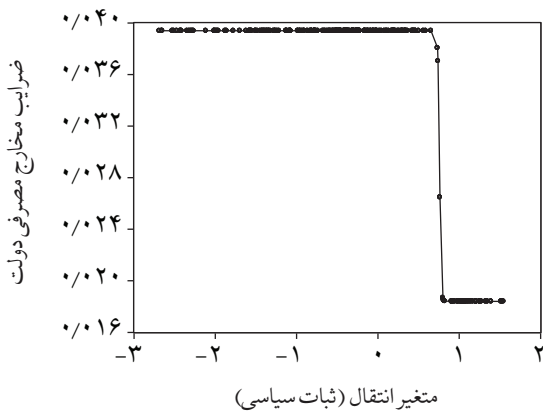
شکل ۱. تابع انتقال مدل PSTR



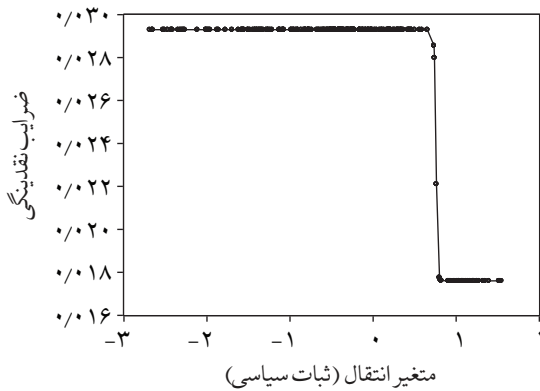
شکل ۲. ضریب تأثیرگذاری شاخص ثبات سیاسی بر تورم



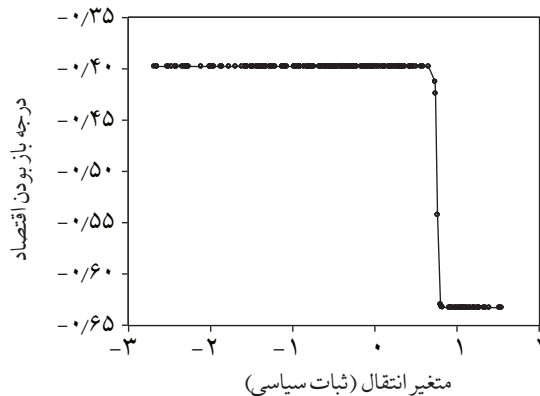
شکل ۳. ضریب تأثیرگذاری رشد تولید ناخالص داخلی بر تورم



شکل ۴. ضریب تأثیرگذاری رشد مخارج مصرفی دولت بر تورم



شکل ۵. ضریب تأثیرگذاری نقدینگی بر تورم



شکل ۶. ضریب تأثیرگذاری شاخص باز بودن اقتصاد بر تورم

۶ فرجام

مطابق ادبیات اقتصاد سیاسی، ساختار اقتصادی و سیاسی یک کشور رابطه تنگاتنگ و درعین حال پیچیده‌ای با یکدیگر دارد. بطوریکه ساختار سیاسی کشور به‌عنوان سیستم هدایتگر مدیریت اقتصادی کشور که منعکس‌کننده تفکرات اقتصادی آن سیستم سیاسی است، شناخته می‌شود. از این حیث هرگونه اختلال در نهاد مدیریتی یک کشور با عنوان بی‌ثباتی سیاسی، به ویژه در کشورهای در حال توسعه، می‌تواند منجر به بی‌ثباتی اقتصادی شده و حرکت طبیعی اقتصاد را دچار اختلال نماید که در نتیجه رشد

اقتصادی کشور را به عنوان مهم‌ترین شاخص عملکرد اقتصادی کندتر نموده و در نتیجه منجر به بالا رفتن سطح قیمت‌ها و حصول نرخ تورم نسبتاً بالا در کشور گردد. این مطالعه با هدف بررسی رابطه ثبات سیاسی و نرخ تورم در کشورهای منتخب MENA طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۶، شکلی از مدل پایه ارائه شده در مطالعات المرحوبی (۲۰۰۰)، ویندلین و هیلمن (۲۰۰۷) و دمیر و پراکسا (۲۰۱۱) را به کار گرفته و داده‌های موجود برای ۱۶ کشور منتخب را در چارچوب رویکرد مدل تغییر رژیمی PSTR مورد بررسی قرار داده است. نتایج پژوهش حاضر بیان می‌کند که فرضیه خطی بودن رابطه بین متغیرها مردود و یک رابطه غیرخطی بین آن‌ها موجود می‌باشد، بطوریکه با تخمین مدل بهینه دو رژیمی، اندازه آستانه‌ای ۰/۷۵۶ برای شاخص ثبات سیاسی در کشورهای منتخب MENA حاصل می‌شود. همچنین هسته یافته‌ها نشان می‌دهد که اثر ثبات سیاسی، شاخص باز بودن اقتصاد و رشد تولید ناخالص داخلی بر نرخ تورم همواره منفی بوده و شدت این اثرگذاری در سطوح بالای ثبات سیاسی، بیش‌تر است. سایر نتایج، از مثبت بودن اثر نقدینگی و رشد مخارج مصرفی دولت بر نرخ تورم کشورها حکایت می‌کند. بطوریکه در سطوح پایین‌تر شاخص ثبات سیاسی از حد آستانه‌ای، شدت تأثیر مثبت آن‌ها بر تورم نسبت به سطوح بالاتر ثبات سیاسی، بیش‌تر است؛ که دلالت بر قرین بودن کاهش سطح تولید ناخالص داخلی و نیز پایین آمدن شاخص باز بودن اقتصاد با افزایش کسری بودجه دولت و محدودیت در تجارت، بالا رفتن نقدینگی بدون پشتوانه و تورم در نتیجه‌ی افزایش بی‌ثباتی سیاسی می‌باشد. در این راستا توصیه می‌شود که برای افزایش ثبات سیاسی در جوامع کمتر توسعه یافته و در حال توسعه - که در رأس آن‌ها کشورهای منتخب مورد بررسی قرار دارند- باید به عواملی از قبیل مشخص ساختن و کارآمد کردن قوانین حقوقی و تنظیمی، نهادینه کردن نظام‌های حکومتی با دموکراسی و حق اظهارنظر بالا برای تضمین ثبات و پایداری هرچه بیش‌تر نظام، تقویت نظارت قوه مقننه بر قوه مجریه و اصلاح قوه قضائیه و ... توجه شود. همچنین، با توجه به اثر منفی شاخص ثبات سیاسی بر تورم در گروه کشورهای مورد مطالعه حاضر، به نظر می‌رسد که اعمال سیاست‌های مناسب از سوی سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی، نظیر کاهش حجم تصدی‌گری دولت، تقویت توان تولیدی داخل با بهره‌گیری از عوامل تولید کارآمد، ارتقای بهره‌وری عوامل تولید و استفاده از تکنولوژی‌های پیشرفته و همچنین کاهش فرار سرمایه، کنترل تورم، کاهش بی‌ثباتی سیاسی و در نتیجه عدم تشدید تورم را تضمین خواهد نمود. علاوه بر این، افزایش حجم تجارت از طریق گسترش بازار و ایجاد فرصت‌های تجاری، اثر مطلوب شاخص باز بودن اقتصاد بر نرخ تورم

در این کشورها را تقویت نموده و با افزایش درآمدهای ارزی، از عرضه پول بدون پشتوانه جلوگیری و در نتیجه از افزایش نقدینگی و نرخ تورم جلوگیری خواهد نمود.

فهرست منابع

- اصغری، ر. و محسنی زنوزی، س. ج. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر مالیات‌ها و مخارج مصرفی دولت بر رشد اقتصادی در کشورهای اسلامی منتخب منطقه MENA. فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی. ۳(۱۱)، ۲۲-۱.
- برادران شرکاء، ح. و ملک‌الساداتی، س. (۱۳۸۷). تأثیر حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب. فصلنامه راهبرد. شماره ۴۹، ۵۲-۲۹.
- حیدری، ح. و سعیدپور، ل. (۱۳۹۲). رابطه بین آلودگی هوا و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه: کاربردی از مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم پانل. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی. سال دهم، شماره ۳۸، ۷۸-۵۰.
- حیدری، ح.، علی‌نژاد، ر. و جهانگیرزاده، ج. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین دموکراسی و رشد اقتصادی: مطالعه موردی برای ۸ کشور بزرگ اسلامی. فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی. سال چهارم، شماره پانزدهم، ۶۰-۴۱.
- حیدری، ح.، و علی‌نژاد، ر. (۱۳۹۲). رابطه بین ثبات سیاسی و رشد اقتصادی: شواهدی جدید از ۸ کشور بزرگ اسلامی، طرح تحقیقاتی منتشر نشده، دانشگاه ارومیه.
- جعفری صمیمی، ا. و آذرمند، ح. (۱۳۸۴). بررسی تأثیر متغیرهای نهادی بر رشد اقتصادی در کشورهای جهان. مجله دانش و توسعه. شماره ۱۶، ۳۶-۱۱.
- جعفری صمیمی، ا.، بابازاده، م. و اکبریان مهر، ز. (۱۳۸۶). بررسی رابطه بین ثبات سیاسی و کارایی دولت با رشد اقتصادی کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا. فصلنامه علوم اقتصاد. سال اول، پیش شماره اول، ۷۷-۵۵.
- سعیدی، خ. (۱۳۸۶). نظریه‌های توسعه. انتشارات شرکت تعاونی فرهنگ و هنر کارآفرینان، چاپ اول.
- عیسی‌زاده، س. و احمدزاده، ا. (۱۳۸۸). بررسی اثر عوامل نهادی بر رشد اقتصادی با تأکید بر نهادهای حاکمیتی (مطالعه موردی بین کشوری برای دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۶). فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. شماره ۴۰، ۲۸-۱.
- کمبجانی، ا.، گرجی، ا. و اقبالی، ع. (۱۳۹۲). اقتصاد سیاسی رشد اقتصادی. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. سال بیست و یکم، شماره ۶۵، ۸۲-۶۱.
- میدری، ا. (۱۳۷۴). بی‌ثباتی سیاسی و رشد اقتصادی. فصلنامه راهبرد. شماره ۶، ۱۷۸-۱۶۳.
- نذیری، م. و محمدی، ت. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر ساختارهای نهادی بر رشد اقتصادی با روش GMM داده‌های تابلویی پویا. فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی. سال پنجم، ۳(۱۵)، ۲۴-۱.

- Aisen, A. & Veiga, F.J. (2005). *Does Political Instability Lead to Higher Inflation? A Panel Data Analysis*. (IMF Working Paper. 05/49), (Washington: International Monetary Fund), 1-15.
- Aisen, A. & Veiga, F.J. (2006). *Political Instability and Inflation Volatility*. (IMF Working Paper 06/212), (Washington: International Monetary Fund).
- Aisen, A. & Veiga, F.J. (2008). Political Instability and Inflation Volatility. *International Monetary Fund*. 1-29.
- Aizenman, J. (1992). Competitive Externalities and the Optimal Seigniorage. *Journal of Money, Credit and Banking*. 24(1), 61-71.
- Alesina, A., Ozler, S., Roubini, N., & Swagel, P. (1992). *Political Instability and Economic Growth*. NBER, (Working Paper, No. 4173).
- Alesina, A., & Tabellini, G. (1989). External Debt, Capital Flight and Political Risk. *Journal of International Economics*. November.
- Al-Marhubi, F.A. (2000). Corruption and inflation. *Economics Letters*, 66(2), pp. 199-202.
- Barro, R. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics*. 106(2), 407-433.
- Colletaz, G. Hurlin, C. (2006). *Threshold Effects of the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach*. (Working Paper), University of Orleans.
- Cukierman, A., Edwards, S., & Tabellini, G. (1992). Seigniorage and Political Instability. *American Economic Review*. 82(3), 537-55.
- Damir, P., & Praksa, E.M. (2011). Corruption and Inflation in Transition EU Members. *Journal of Public Administration*. 8(1), 475-505.
- Dimitraky, O. (2010). *Political Instability and Economic Growth in Western Europe: A Causality Analysis for 55 Years*. Brunel University, West London UK.
- Edwards, S., & Tabellini, G. (1991). Explaining Fiscal Policy and Inflation in Developing Countries. *Journal of International Money and Finance*. Vol. 10, S16-S48.
- Fok, D., Van Dijk, D., & Franses, P. (2004). *A Multi-level Panel STAR Model for US Manufacturing Sectors*. (Working Paper), University of Rotterdam.

- Hansen, B. (1999). Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference. *Journal of Econometrics*, No. 93, 345-368.
- Im, K.S., Pesaran, M. H., and Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*. No. 115, 53-74.
- Jafari Samimi, A., Abedini, M., & Hassani Laharemi, S. (2012). Political Stability and Inflation Tax: Evidence from MENA Region. *Middle-East Journal of Scientific Research*. 11 (1), 85-89.
- Jude, E. (2010). Financial development and growth: A Panel Smooth Regression Approach. *Journal of Economic Development*. No. 35, 15-33.
- Levin, A., Lin, C.F., & Chu, C.S.J. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties. *Journal of Econometrics*. No. 108, 1-24.
- Paldam, M. (1987). Inflation and Political Instability in Eight Latin American Countries 1946-83. *Public Choice*. Vol. 52, 143-168.
- Phelps, E. (1973). Inflation in the Theory of Public Finance. *Swedish Journal of Economics*. Vol. 75, 67-82.
- Telatar, E., Telatar, F., Cavusoglu, T., & Tosun, U. (2010). Political instability, political freedom and inflation. *Applied Economics*. 42, 3839-3847.
- Végh, C. (1989). Government Spending and Inflationary Finance: A Public Finance Approach. *Staff Papers, International Monetary Fund*. Vol. 36, 657-77.
- Vindelyn, A., and Hillman, H. (2007). Competition policy, inflation and corruption: evidence from African economies. *Applied Economics Letters, Taylor and Francis Journals*. 14(9), 653-656.