فصلنامه علمی اقتصاد و بانکداری اسلامی، شماره پنجاهم، بهار ۱۴۰۴- صفحات ۳۷۲-۳۴۵

بررسی تاثیر آستانه‌ای توسعه بانکداری اسلامی بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی با استفاده از رویکرد رگرسیون انتقال ملایم پانلی

نوع مقاله: پژوهشی

شیرین عارفی[۱]
رویا آل‌عمران[۲]
محمدرضا ناهیدی امیرخیز[۳]
زهرا کریمی تکانلو[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۸/۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۹/۱۸

چکیده

پژوهش حاضر با هدف بررسی تاثیر آستانه‌ای توسعه بانکداری اسلامی بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی انجام شده است. این پژوهش از نوع کمی، از لحاظ هدف کاربردی و از لحاظ ماهیت و شکل اجراء به صورت توصیفی-همبستگی انجام شده است. داده‌های آماری از پایگاه‌های مربوطه نظیر بانک جهانی در طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۹ استخراج شده و با استفاده از مدل اقتصادسنجی رگرسیون انتقال ملایم پانلی مورد تحلیل قرار گرفته است. نتایج، حاکی از آن است که در کشورهای همکاری اسلامی، در رژیم اول، اثر بانکداری اسلامی، حکمرانی خوب و جمعیت بر رشد اقتصادی، منفی و معنادار و اثر ارزش افزوده بخش صنعت، مثبت و معنادار می‌باشد. در رژیم دوم، بانکداری اسلامی، اثر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی دارد و اثر ارزش افزوده بخش صنعت نیز اثر مثبت و معنی دار می‌باشد. متغیر جمعیت، اثر منفی و بی معنی دارد. در کشورهای منتخب همکاری اسلامی، در رژیم اول بانکداری اسلامی و جمعیت، اثر منفی و معنی دار و کیفیت دولت، اثر مثبت و معنی داری بر رشد دارد. در حالی که اثر ارزش افزوده بخش صنعت، منفی و بی معنی است. در رژیم دوم، مخارج دولت و ارزش افزوده بخش صنعت، اثر مثبت و معنی دار و

۱ دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران
Sarabandiamin.en@gmail.com
۲ دانشیار گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران(نویسنده مسئول)
Aleemran@iaut.ac.ir
۳ استادیار گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران nahidi@iaut.ac.ir
۴ دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران Z.Karimi@tabrizu.ac.ir

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

بانکداری اسلامی و جمعیت، اثر منفی و معنی دار بر شدت رشد اقتصادی دارد. این نتیجه، میزان توجه دولت به بهبود شاخص های حکمرانی خوب در کشورهای منتخب را می‌رساند.

واژگان کلیدی: توسعه بانکداری اسلامی، رشد اقتصادی، کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی، رگرسیون انتقال ملایم پانلی.

طبقه بندی JEL: C13,C31,C02,G21,O00

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

مقدمه

بحران شدیدی که در سال ۲۰۰۹ در اقتصاد جهانی شکل گرفت و منجر به اختلال در سیستم مالی بین المللی گردید کمتر موسسات مالی اسلامی را تحت تأثیر قرار داد؛ و دلیل اساسی آن مبتنی بودن چنین موسساتی بر اساس قوانین شرع می‌باشد؛ که آنها را منجر به رعایت مواردی همچون اصول عملیاتی تقسیم ریسک، اجتناب از اهرم مالی سوداگرانه و... می‌کند؛ همچنین از آنجایی که بانکهای اسلامی از سرمایه و نقدینگی نسبتاً بالایی برخوردار بودند، به عنوان یک ضربه گیر در طول بحران مالی جهانی در طی آن سال عمل کردند.

روند روبه رشد صنعت خدمات مالی جهان اسلام[۱] (همچون بانکداری اسلامی، صندوق‌های اسلامی و بورس سهام اسلامی)، که به عنوان یک الگوی تجاری از سرمایه گذاری اخلاقمدار و همچنین جایگزینی برای امور مالی متعارف شناخته می‌شود، به دنبال بحران مالی جهانی در طی ۲۰۰۹-۲۰۰۸ این روند شتاب بیشتری به خود گرفته است به گونه ایی که در سال ۲۰۱۸، این صنعت نرخ رشد ۶/۹ درصد را تجربه کرده است. و به رقم چشمگیر ۲/۱۹ تریلیون دلاری رسیده است. (گزارش ثبات صنعت خدمات مالی اسلامی، ۲۰۱۹).

براساس گزارش بنکر[۲] در سال (۲۰۱۹) ، کل دارایی‌های سازگار با شریعت در سال ۲۰۱۸ با رشد ۸،۰۵ درصد به ۱۶۵۶ میلیارد دلار رسیده است. رعایت استانداردها و بهره گیری از فن آوری مالی باعث رشد سریع این صنعت در افق‌های کوتاه مدت و متوسط شده است (رتبه بندی جهانی خدمات مالی استاندارد و فقر، ۲۰۱۸). شایان ذکر است که ۸۰ درصد فعالیت‌های مالی اسلامی در شورای همکاری خلیج فارس[۳]، ایران و مالزی متمرکز شده است.

از آنجا که توسعه مالی برای رشد اقتصادی ضروری است، بخش بزرگی از ادبیات نظری و مطالعات تجربی همچون «ابو بدر و ابوقرن[۴]، ۲۰۰۸؛ انگ[۵]، ۲۰۰۸؛ بویانیک[۶]، ۲۰۱۲؛ چایچی[۷] ۲۰۱۲؛ جلیل و همکاران[۸]، ۲۰۱۰؛ کار و همکاران[۹] ۲۰۱۱؛ پرادان و همکاران[۱۰]، ۲۰۱۴» به ارتباط

---

۱ GIFSI
۲ The Banker
3 GCC
۴ Abu-Bader and Abu-Qarn,
۵ Ang,
۶ Bojanic,
۷ Chaiechi
۸ Jalil et al
۹ Kar et al
۱۰ Pradhan et al

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

بین توسعه بخش بانکی معمولی و رشد اقتصاد می‌پردازند؛ این درحالی هست که مطالعات کمی به بررسی اینکه آیا بخش بانکی اسلامی منجر به بهبود رشد اقتصادی می‌شود، صورت پذیرفته است. امور مالی اسلامی در طی یک دهه گذشته یکی از برجسته‌ترین پدیده‌های نوظهور در صنعت امور بانکی در خاورمیانه و آسیای جنوب شرقی به شمار می‌آید (گیرایت[۱]، ۲۰۱۴).

بانک‌های اسلامی بخش بالایی از وام‌های خود را به پروژه‌های ساخت و ساز املاک و مستغلات می‌دهند که به نوبه خود به گسترش موجوی سرمایه[۲] کمک می‌کند، که منبع اصلی رشد اقتصادی می‌باشد. این بانک‌ها می‌تواند پس انداز افراد مومن و دینداری را که از واریز وجوه خود در بانک‌های متعارف بعلت ربوی بودن این بانک‌ها خودداری می‌کنند، جذب کنند که در نتیجه منجر به افزایش پس اندازها می‌شود و نقش واسطه گری‌های مالی (بانک‌ها و...) را تقویت می‌کنند. بانک‌های اسلامی همچنین در ثبات امور مالی کشورها نیز سهیم هستند، که این خود عامل مهمی در رشد اقتصادی محسوب می‌شود. همچنین شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد توسعه بانکداری اسلامی در بسیاری از کشورها در مجموع بر کارآیی اقتصاد کلان تأثیرگذار است (ویل[۳]، ۲۰۱۵).

در بیشتر مطالعات صورت گرفته بین متغیر بانکداری اسلامی و رشد اقتصادی از یک ضریب ثابت برای توضیح نحوه تاثیرگذاری آن‌ها در طول زمان استفاده شده است. اما در طول زمان و در سطوح مختلف توسعه اقتصادی و بانکداری که در این پژوهش سطح کشورها لحاظ شده، مقدار ضرایب و نحوه تاثیرگذاری بانکداری اسلامی بر رشد اقتصادی در طول یک دوره زمانی طولانی یکسان و مشابه نیست. این مسئله در مطالعات مبتنی بر داده‌های پانل بسیار مشهودتر است. این مسئله در حالی است که هر سطح کشور از ساختار تولیدی و اقتصادی و شرایط ژئوپولوتیک متفاوتی حتی در طول زمان برخوردار بوده است. بنابراین، کاملا به دور از واقعیت و منطق اقتصادی است که تمامی کشورها از یک الگوی کاملا یکسان و مشخصی تبعیت کنند.

جهت حل مشکل فوق، استفاده از مدل رگرسیونی انتقال ملایم پانلی (PSTR)[۴] که توسط فوک و همکاران[۵] (۲۰۰۴)، گونزالز و همکاران[۶] (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین[۷] (۲۰۰۶) ارائه شده پیشنهاد می‌گردد. در حقیقت مدل PSTR می‌تواند رابطه غیرخطی و آستانه‌ای میان متغیرها را با

---

۱ Gheeraert,
۲ capital stock
۳ Weill,
۴ Panel Smooth Transition Regression
5 Fok et al.
۶ Gonzalez et al
۷ Colletaz & Hurlin

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

استفاده از تابع انتقال و مشاهدات متغیر آستانه ای[۱] به شیوه پیوسته مدلسازی کند. همچنین در مدل PSTR با توجه به مشاهدات متغیر آستانه‌ای و پارامتر تعدیل، ضرایب تخمینی در طول زمان و نیز برای مقاطع مختلف (کشورها) تغییر می‌یابند.

باتوجه به مطالب گفته شده در زمینه جایگاه بانکداری اسلامی و تاثیری که بر رشد و توسعه اقتصادی دارد، لازم است که به بررسی این موضوع در قالب یک کار تجربی و استفاده از دیتای کمی در بین کشورهای اسلامی بپردازیم. در این چارچوب، هدف این تحقیق بررسی این موضوع است که چگونه بانکداری اسلامی منجر به رشد اقتصادی در کشورهای عضو همکاری اسلامی می‌شود. به طور دقیق تر، ما در پی پاسخ دادن به این سؤال هستیم، که روابط بین توسعه بانکداری اسلامی، عوامل مؤثر و کلان اقتصادی و رشد اقتصادی برای کشورهای اسلامی چگونه است؟ لذا بدین منظور متغیر وابسته مدل را رشد اقتصادی و متغیرهای توضیحی مدل را سرمایه گذاری مستقیم خارجی، درجه باز بودن تجارت، مخارج جاری دولت، تورم، شاخص سرمایه انسانی و حاکمیت قانون در نظر می‌گیریم.

۱. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۱-۱. بانکداری اسلامی

ایده بانکداری اسلامی نخستین بار در دهه ۱۹۵۰ مطرح شد. نخستین بانک سرمایه گذاری اسلامی در دهه ۱۹۶۰ در مالزی و مصر شکل گرفت و بعد از آن در سال ۱۹۷۴ بانک اسلامی دبی و... پدید آمد. در ضمن بانکداری بدون ربا در ایران در سال ۱۳۶۲ مورد تصویب مجلس قرار گرفت.

بانکداری و تأمین مالی اسلامی، پدیدهٔ به نسبت جدیدی است که فقط به چند دههٔ گذشته باز می‌گردد؛ با وجود این، در همین مدت کوتاه، این صنعت به رشد سالانه‌ای بیش از ۱۰ درصد رسیده است. صنعت بانکداری اسلامی در سطح جهان مطرح شده است و امروزه بانکداری اسلامی، یکی از اجزای مهم در سیستم مالی اسلامی محسوب می‌شود که در رقابت با بانکداری متعارف تاسیس شده است(صالحی، ۱۳۹۹، ۱).

لذا بانکداری متعارف با رشد روز افزون خود در جهان، رقابت را برای بانکداری اسلامی، که یکی از اجزای مهم در سیستم مالی اسلامی محسوب می‌شود را با تردید رو برو کرده است (نقی لو و صالحی، ۱۳۹۹، ۱). تقاضای رو به رشد مصرف کنندگان برای مؤسساتی که منطبق با شرع عمل می‌کنند، سبب شده است بانک‌های متعارف، ساختار خود را به طور کامل براساس پیروی از قوانین

---

[۱] Threshold Variable

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

مالی اسلامی پایه ریزی کنند. تجلی این اقدام روبه رشد را در بانک‌هایی مانند بانک تجاری بین المللی NCB و بانک الجزیرهٔ عربستان سعودی و اکنون نیز در بانک بین المللی شریعت در امّارات متحده عربی می‌توان مشاهده کرد.

۲-۱. رشد اقتصادی و عوامل مرتبط با آن

رشد اقتصادی عبارت است از افزایش تولید (کشور) در یک سال خاص در مقایسه با مقدار آن در سال پایه. در سطح کلان، افزایش تولید ناخالص ملی یا تولید ناخالص داخلی در سال مورد نظر به نسبت مقدار آن در یک سال پایه رشد اقتصادی محسوب می‌شود که می‌بایست برای دستیابی به عدد رشد واقعی، تغییر قیمت‌ها (به دلیل تورم) و استهلاک تجهیزات و کالاهای سرمایه‌ای را نیز از آن کسر نمود (شاکری، ۱۳۹۱).

توسعه مالی نیز به عنوان فرآیندی تعریف می‌شود که طی آن کمیت، کیفیت و کارایی خدمات واسطه-های مالی بهبود مییابد. توسعه مالی یک مفهوم چند وجهی است که علاوه بر توسعه بخش بانکی، ابعاد دیگری چون توسعه بخش مالی غیربانکی، توسعه بخش پولی و سیاست گذاری پولی، مقررات و نظارت بانک، باز بودن بخش مالی و محیط نهادی را در برمی گیرد (سحابی و همکاران، ۱۳۹۲).

کارکرداصلی نظام مالی، تجهیز منابع و وجوه پس اندازکنندگان و هدایت و تخصیص بهینه آنها به فعالیتهای اقتصادی سودآور و دارای ارزش افزوده بالا می‌باشد. بین نظام مالی هر کشور و نظام تولید آن ارتباط تنگاتنگی وجود داشته و کارکرد صحیح این دو نظام در رشد و توسعه اقتصادی نقش کلیدی خواهد داشت. از سوی دیگر نظام مالی صحیح از تشکیل نقدینگی سرگردان جلوگیری نموده و بین عرضه و تقاضای پول از یک طرف و عرضه و تقاضای کالا و خدمات در جامعه ایجاد تعادل می‌کند و ازاین طریق از بروز تورم شدید جلوگیری می‌کند. (رجایی، ۳۴۷، ۱۳۸۵).

۲. پیشینه پژوهش

منسی و همکاران[1] (۲۰۲۰)، در پژوهشی به بررسی رابطه غیر خطی بین توسعه بانکداری اسلامی و رشد اقتصادی در کشورهای اسلامی با استفاده از داده‌های پانلی پرداختند، بر اساس نتایج آن‌ها متغیرهای توسعه بانکی، سرمایه گذاری مستقیم خارجی و تولید نفت تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی در طی آن دارد و رشد شاخص سرمایه انسانی، تحصیلات و حاکمیت قانون تأثیر مثبت ولی اندکی بر رشد اقتصادی دارد.

---

1 Mansi et al.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

چمبرلین و همکاران[۱](۲۰۲۰) با هدف بررسی تفاوت در مشخصات اعتبارات بانک‌های اسلامی و متعارف در منطقه شورای همکاری خلیج فارس[۲] و تلاش برای شناسایی عوامل مسئول این اختلافات پژوهشی را انجام دادند. داده‌های مالی حاصل از بانک اطلاعات بانکسکوپ برای نمونه‌ای از ۲۵ بانک اسلامی و ۵۶ بانک متعارف که دفتر مرکزی آنها در منطقه شورای همکاری خلیج فارس از سال ۱۹۸۷ تا ۲۰۱۴ استفاده شده است. ریسک اعتباری بانک‌های اسلامی در مقابل بانک‌های متعارف با استفاده از انواع آزمون‌های تک متغیره (آزمون اختلاف میانگین و تحلیل همبستگی) و چند متغیره (رگرسیون حداقل مربعات معمولی[۳] با خطاهای استاندارد قوی و اثرات ثابت سال، رگرسیون با متغیرهای تعامل و لجستیک مقایسه می‌شود. آنها دریافتند که بانک‌های اسلامی ریسک اعتباری کمتری نسبت به بانک‌های معمولی دارند. بررسی مقاومت با استفاده از توابع لجستیک و متغیرهای تعامل این نتیجه را تأیید می‌کند. با استفاده از مشخصات اقتصادسنجی متعدد، همچنین متوجه می‌شویم که سرمایه بالاتر، نقدینگی بیشتر و ناکارآمدی هزینه در پایین آمدن مشخصات ریسک بانک‌های اسلامی نقش دارد.

علی پور و همکاران(۱۳۹۹) پژوهشی را با هدف این مطالعه بررسی اثر نرخ بهره بر تابع تابع تقاضا برای پول در منتخبی از کشورهای عمده دارای سیستم بانکداری اسلامی و متعارف طی دوره زمانی۲۰۱۷ - ۱۹۹۵ با روش پانل دیتا بوانجام دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که در هر دو گروه کشوری مورد مطالعه اثر در آمد سرانه بر تابع تقاضا برای پول مثبت و معنی دار بوده است. بر اساس سایر نتایج این مطالعه، در کشورهای عمده دارای سیستم بانکداری اسلامی، انگیزه‌های معاملاتی و احتیاطی قوی‌تر از انگیزه سفته بازی بوده است و به نظر می‌رسد که تئوری کینز در مورد تقاضا برای پول لزوما در کشورهای نمونه مسلمان مورد مطالعه برای دوره بررسی تائید نشده است.

هدایت نیا و همکاران(۱۳۹۹) پژوهش خود را باهدف شناسایی و اولویت بندی شاخص‌های ارزیابی بانکداری اسلامی انجام داد. این تحقیق بررسی و اولویت بندی انتخاب چهار تسهیل جعاله، مشارکت، اشاره به شرط تملیک، فروش اقساطی بر اساس انتخابات و ترجیحات دو نمونه آماری مسئولان اعتباری بانک و گروه مشتریان بانک ملت می‌باشد. اولویت بندی ترجیحات مسئولان بانکی با استفاده از روش‌های آنتروپی شانون و تاپسیس فازی انجام شد.

---

۱ Chamberlin et al.

۲ Gulf Cooperation Council (GCC)

۳ Ordinary Least Squares (OLS)

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

همچنین، اولویت بندی ترجیحات مشتریان بانک با استفاده از روش‌های تحلیل سلسله مراتبی و تاپسیس فازی انجام شده است. همچنین جهت بررسی و محاسبات هزینه فرصت بانک و مشتری و همچنین نسبت‌های مالی که معیار مقایسه جهت سرمایه گذاری بانک و بازار می‌باشد یک مشتری ویژه را در نظر گرفته و محاسبات مربوطه انجام و نتایج تحلیل می‌گردد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش به بررسی تاثیر آستانه‌ای توسعه بانکداری اسلامی و متغیرهای کلان اقتصادی با رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی در طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۹ با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی پرداخته می‌شود. جامعه آماری استفاده شده در این تحقیق کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی است و از داده‌های ثانویه که توسط بانک مرکزی - سازمان بهداشت جهانی -شاخص های توسعه بانک جهانی - سازمان ملل متحد - سازمان جهانی کار جمع آوری می‌شود استفاده می‌گردد. تمامی اطلاعات و داده‌ها به روش کتابخانه‌ای از پایگاه شاخص حکمرانی جهانی، مرکز اطلاعات انرژی و پایگاه شاخص توسعه جهانی گردآوری شده است. بر این اساس، داده‌های آماری از بانک‌های اطلاعاتی؛ نظیر بانک جهانی استخراج می‌شود. بعد از انتخاب داده‌های مورد نیاز، برآورد اقتصاد سنجی داده‌های پانل با استفاده از نرم افزار ایویوز نسخه ۱۰ انجام شد.

تخمین مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی صورت گرفته است. در تعیین حدود آستانه‌ای از معیارهای مجموع مجذور باقیمانده ها[۱]، معیار آکائیک[۲] و شوارتز[۳] استفاده شده و در مرحله بعد، تخمین مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی انجام شده است و سپس، نتایج حاصل از تخمین، تحلیل و بررسی شده است.

در این پژوهش به پیروی از مطالعات گونزالز و همکاران[۴] (۲۰۰۵)، چنگ و چینگ[۵] (۲۰۱۱) و مطالعه منسی و همکاران (۲۰۲۰)[۶] به منظور بررسی تاثیر آستانه‌ای توسعه بانکداری اسلامی بر

---

۱ Sum of squared residuals

3 Akaike Information Criterion (AIC)

۳ Schwartz Criterion

۴ González et al

۵ Chang and Chiang

۶ Mensi et al

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ از تکنیک اقتصادسنجی رگرسیون انتقال ملایم پانلی[۱] (PSTR) استفاده می‌شود:

$$Y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \beta_1 x_{it} g(q_{it};\gamma, c) + \varepsilon_{it}$$

جایی که $t = 1, \ldots, T$، و $i = 1 \ldots N$ که N,T به ترتیب بعد زمان و کشور را نشان می‌دهند و y متغیر وابسته و مقیاس است. پارامترهای دیگر □□x, g(0), q_{it} , c , □□, □, □ پارامتر شیب[۲]، اثرات کشور، بردار □ بعدی از متغیرهای برون زای متغیر با زمان، یک تابع انتقال، یک متغیر آستانه (به عنوان مثال، توسعه مالی، FD)، یک پارامتر آستانه (به عنوان مثال، توسعه مالی) و یک جز اخلال باقیمانده را نشان می‌دهد. بعلاوه، توجه داشته باشید که همانطور که □□□، عملکرد انتقال به عملکرد نشانگر □$q_{it}>c_j$□□ نزدیک می‌شود. که اگر $q_{it}>c_j$ به ترتیب میزان ۱ را خواهد گرفت. از این رو، □$g(q_{it}, y, c)$ یک تابع انتقال مداوم متغیر آستانه q_{it} است که بین ۰ و ۱ استاندارد شده است.

در رابطه بالا:

i نماد مقاطع؛ کشورها می‌باشد و t نماد زمان می‌باشد. μ_t اثرات ثابت مقاطع و u_{it} نیز جمله خطا است که

i. d. $iN(O,\sigma_e^2)$ در نظر گرفته شده است. تابع انتقال $G(q_{it},\gamma,c)$ نیز بیانگر یک تابع پیوسته و کراندار بین صفر و یک است که توسط مقدار متغیر آستانه‌ای تعیین می‌شود.

لازم به ذکر است که شاخص توسعه بانکداری اسلامی به عنوان متغیر انتقال انتخاب شده است. در واقع فرض می‌شود که در سطوح مختلف شاخص توسعه بانکداری اسلامی، رابطه بین رشد اقتصادی و شاخص توسعه بانکداری اسلامی از یک الگوی غیرخطی و حتی نامتقارن تبعیت کند و این فرض در مطالعه حاضر مورد آزمون قرار می‌گیرد و تمامی متغیرها بصورت لگاریتمی خواهند بود. لازم به ذکر است برای تخمین مدل از نرم افزار ایویوز تسخه 10 استفاده می‌شود.

در این قسمت به منظور بررسی تاثیر آستانه‌ای بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی، از تکنیک اقتصادسنجی رگرسیون انتقال ملایم پانلی[۳] (PSTR) استفاده شده است. برای این منظور بر اساس گونزالز و همکاران[۴] (۲۰۰۵)، چنگ و چینگ[۱] (۲۰۱۱) و مطالعه

---

۱ Panel Smooth Transition Regression

۲ این تغییر ملایم از یک رژیم به رژیم‌های دیگر را نشان می‌دهد.

۳ Panel Smooth Transition Regression

۴ González et al

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

منسی و همکاران (۲۰۲۰)[۲] یک مدل PSTR با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال به صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود:

$$y_{it} = \mu_i + B'_0 x_{it} + B'_1 x_{it}\, G(q_{it}; \gamma, c) + u_{it} \quad i = 1, \dots, N, \; t = 1, \dots, T$$

که در رابطه (۱) y_{it} متغیر وابسته، x_{it} برداری از متغیرهای برونزا، μ_t اثرات ثابت مقاطع و u_{it} نیز جمله خطا است که

$i.\,d.\,iN(O,\sigma_e^2)$ در نظر گرفته شده است. تابع انتقال $G(q_{it},\gamma,c)$ نیز بیانگر یک تابع پیوسته و کراندار بین صفر و یک است که توسط مقدار متغیر آستانه‌ای تعیین می‌شود و به صورت تابع لاجستیکی زیر تصریح می‌گردد:

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

همچنین برای تابع انتقال داریم:

$$G(\gamma, c; q_{it}) = \begin{cases} 1 & \text{if } q_{it} \ge c \\ 0 & \text{otherwis} \end{cases}$$

در رابطه (2) γ پارامتر شیب و بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم دیگر است و q_{it} متغیر انتقال یا آستانه‌ای می‌باشد که بر اساس مطالعه کولیتاز و هارولین می‌توان از بین متغیرهای توضیحی، وقفه متغیر وابسته، یا هر متغیر دیگر خارج از مدل که از حیث مبانی تئوریکی در ارتباط با مدل مورد مطالعه بوده و عامل ایجاد رابطه غیرخطی باشد، انتخاب گردد. همچنین $c=(c_1, \dots, c_m)$ یک بردار از پارامترهای حد آستانه‌ای یا مکان‌های وقوع تغییر رژیم است (کولیتاز و هارولین، ۲۰۰۶).

شکل تعمیم یافته مدل PSTR با بیش از یک تابع انتقال نیز به صورت رابطه (۴) تصریح می‌شود:

$$y_{it} = \mu_i + B'_0 x_{it} \; \sum_{j=1}^{r} [B'_j x_{it}] G_j(q_{it}^j; \gamma_j, c_j) + u_{it}$$

که در آن r بیانگر تعداد توابع انتقال به منظور تصریح رفتار غیرخطی می‌باشد و سایر موارد از قبل تعریف شده اند. قابل ذکر است که مدل PSTR با حذف اثرات ثابت از طریق حذف کردن

---

۱ Chang and Chiang

۲ Mensi et al

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

میانگین‌های انفرادی و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی[۱] (NLS) که معادل تخمین زن حداکثر درست نمایی[۲](ML) است، برآورد خواهد شد.

بر اساس مطالعات انجام شده توسط فوک و همکاران[۳] (۲۰۰۴)، گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) و جوید[۴] (۲۰۱۰) مراحل تخمین بدین صورت است که ابتدا آزمون خطی بودن در مقابل غیرخطی بودن انجام می‌شود و در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن رابطه میان متغیرها، باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی موجود میان متغیرها انتخاب شود. اگر چه آزمون خطی بودن می‌تواند با آزمون فرضیه صفر $H_0: \gamma=0$ یا $H_0: B_1=0$ انجام شود. اما از انجایی که مدل PSTR تحت فرضیه صفر دارای پارمترهای مزاحم نامعین[۵] است، آماره‌های آزمون هر دو فرضیه فوق، غیر استاندارد هستند. به منظور حل این مشکل، لوکنن[۶] (۱۹۹۸) و تراسورنا[۷] (۱۹۹۸) استفاده از تقریب تیلور تابع انتقال را پیشنهاد کرده اند.

برای این منظور گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) نیز در این خصوص تقریب تیلور تابع انتقال $G(q_{it}; \gamma, c)$ را برحسب پارامتر γ حول مقدار $\gamma =0$ پیشنهاد نموده‌اند که به صورت زیر می‌باشد:

$$y_{it} = \mu_i + B_0 x_{it} + B_1 x_{it} q_{it} + \cdots + B_m x_{it} q_{it}{}^m + u_{it}$$

طبق رابطه فوق فرضیه صفر که بیانگر خطی بودن رابطه بین متغیرها است به صورت $H_0: B_1= \ldots =B_m=0$ مطرح می‌گردد، که رد فرضیه صفر دلالت بر وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. به منظور آزمون این فرضیه به تبعیت از کولیتاز و هارولین از آماره‌های ضریب لاگرانژ والد[۸] (LM_W)، ضریب لاگرانژ فیشر[۹] (LM_F) و نسبت درست نمایی[۱۰] (LR) استفاده می‌شود که توسط روابط یر محاسبه می‌شوند:

---

۱ Non-Linear Least Squares
۲ Maximum Likelihood
۳ Fok et al.
۴ Jude
۵ Contains Unidentified Nuisance Parameters
۶ Luukkonen
۷ Terasvirta
۸ Wald Lagrange Multipliyer
۹ Fischer Lagrange Multipliyer
۱۰ Likelihood Ratio

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

$$LM_W = \frac{TN(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0}$$

$$LM_F = \frac{[(SSR_0 - SSR_1)/Km]}{[SSR_0/(TN - N - mK)]}$$

$$LR = -2[\log(SSR_1) - \log(SSR_0)]$$

در روابط فوق، SSR_0 مجموع باقیمانده مدل پانلی خطی و SRR_1 مجموع مربعات باقیمانده غیرخطی PSTR است. همچنین T دوره زمانی، N تعداد مقاطع، Kتعداد متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل و m تعداد حدهای آستانه‌ای می‌باشند. در شرایطی که نتایج به دست آمده از یک الگوی PSTR دلالت کند، در مرحله بعدی باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی انتخاب گردد. برای این منظور فرضیه صفر وجود یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل دو تابع انتقال آزمون می‌شود. فرآیند این آزمون نیز مشابه آزمون خطی بودن است، با این تفاوت که تقریب سری تیلور از تابع انتقال دوم مورد آزمون قرار می‌گیرد که به صورت رابطه زیر تصریح می‌گردد:

$$y_{it} = \mu_i + B_0 x_{it} + B_1 x_{it} G\left(q_{it}^{(1)}, \gamma, c\right) + B_{21} x_{it} q_{it}^{(2)} + \cdots + B_{2m} x_{it} q_{it}^{(2)m} + u_{it}$$

حال با توجه به رابطه:

آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده به وسیله آزمون فرضیه صفر $H_0=B_{21}= \ldots=B_{2m}=0$ انجام می‌شود. در صورتی که فرضیه صفر رد نشود، لحاظ کردن یک تابع انتقال جهت بررسی رابطه غیرخطی میان متغیرهای تحت بررسی کفایت می‌کند. اما در صورتی که فرضیه صفر در این آزمون رد شود، حداقل دو تابع انتقال در مدل PSTR وجود خواهد داشت و در ادامه باید فرضیه صفر وجود دو تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل سه تابع انتقال آزمون شود. این فرآیند تا زمانی که فرضیه صفر پذیرفته شود، باید ادامه داشته باشد.

۴. تجزیه و تحلیل داده‌ها و یافته‌های پژوهش

به منظور ایجاد یک شناخت کلی از وضعیت متغیرهای موردمطالعه در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی در جدول (۴-۱) بعضی از آماره‌های توصیفی ارائه شده است. متوسط سطح درآمد

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

سرانه کشورهای موردمطالعه (نماد Y) نیز ۵۲۱۸/۱۷ دلار (به قیمت ثابت سال ۲۰۱۶) است. متوسط اعتبار اعطایی به بخش خصوصی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (نماد FD) نیز ۳۶/۷۳ درصد است. متوسط نسبت حجم تجارت خارجی به تولید ناخالص داخلی (نماد OPEN) نیز رقم قابل توجه ۸۱/۸۵ درصد است. همچنین سایر آماره‌ها نظیر کمینه و بیشینه متناظر با هر یک از متغیرها در جدول (۱) گزارش شده است. درنهایت فرضیه صفر آماره جارک- برا[۱] مبنی بر پیروی متغیرها از یک توزیع نرمال در تمامی موارد رد شده است.

۱ Jarque - Bera

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

جدول ۱. آماره‌های توصیفی کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی (۲۰۰۰-۲۰۱۸)

متغیر	آماره جارک برا	کمینه	بیشینه	میانه	میانگین
Coit	۶۴/۴۹	۰/۲۹	۱/۵۴	۰/۵۶	۰/۶۳
ENIT	۹۰/۴۰	۷۲/۱۹	۵۹۰/۳۰	۱۷۷/۵۵	۲۰۹/۳۱
Y	۷۰/۶۱	۶۴۷/۲۵	۲۱۴۳۲/۲۹	۲۳۲۶/۶	۵۲۱۸/۱
FD	۶۶/۱۷	۳/۹۱	۷۷/۹۱	۲۳/۵۹	۳۶/۷۳
OPEN	۱۵۶/۵۷	۱۳/۷۷	۲۵۱/۱۴	۷۱/۰۸	۸۱/۸۵

برای دوری از رگرسیون کاذب در تخمین مدل بایستی نخست از پایا بودن متغیرها اطمینان حاصل کنیم. جهت بررسی پایایی متغیرها از آزمون‌های لوین، لین، چو(LLC)، ایم، پسران و شین(IPS) استفاده شده است. این آزمون‌ها از مهم‌ترین آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های پانلی است هرچند که ممکن است روش‌های مختلف در آزمون‌های ریشه واحد مبتنی بر داده‌های پانلی نتایج متناقضی ارائه دهند. در جدول ۲ نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد LLC، IPS برای کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی آورده شده است:

جدول ۲. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد LLC، IPS برای کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی

متغیر	در سطح و با عرض از مبدأ			با یک بارتفاضل گیری		
	آماره	Prob.	وضعیت	آماره	Prob.	وضعیت
Coit	-۵/۴۸۰۶۳	۰/۰۰۰۰	پایا	--	--	--
ENIT	-۱/۳۹۳۲۰	۰/۰۸۱۸	ناپایا	-۱۱/۰۸۳۹	۰/۰۰۰۰	پایا
Y	-۱۹/۹۷۸۴	۰/۰۰۰۰	پایا	--	--	--
FD	-۴/۵۷۴۹۴	۰/۰۰۰۰	پایا	--	--	--
OPEN	-۷/۳۴۵۴۱	۰/۰۰۰۰	پایا	--	--	--
Coit	-۵/۰۴۶۴۳	۰/۰۰۰۰	پایا	--	--	--
ENIT	-۳/۱۶۶۷۷	۰/۰۰۰۸	پایا	--	--	--
Y	۰/۷۷۴۰۰	۰/۷۸۰۵	ناپایا	-۹/۸۶۰۳۸	۰/۰۰۰۰	پایا
آزمون ایم، پسران و شین(IPS)						
Coit	-۳/۶۷۹۶۷	۰/۰۰۰۰۱	پایا	--	--	--
ENIT	-۰/۷۵۳۸۰	۰/۲۲۵۵	ناپایا	-۷/۱۲۲۷۲	۰/۰۰۰۰	پایا
Y	-۱۳/۱۲۸۶	۰/۰۰۰۰	پایا	--	--	--

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

متغیر	در سطح و با عرض از مبدأ			با یک بارتفاضل گیری		
	آماره	Prob.	وضعیت	آماره	Prob.	وضعیت
FD	-۲/۰۵۳۶۰	۰/۰۲۰۰	پایا	--	--	--
OPEN	-۱/۵۱۷۷۸	۰/۰۶۴۵	ناپایا	-۹/۳۷۶۲۶	۰/۰۰۰۰	پایا
Coit	-۰/۰۶۸۰۰	۰/۴۷۲۹	ناپایا	-۸/۶۷۵۰۲	۰/۰۰۰۰	پایا
ENIT	۳/۰۱۷۴۵	۰/۹۹۸۷	ناپایا	-۶/۴۶۸۶۱		
Y	۶/۱۲۶۳۲	۱/۰۰۰۰	ناپایا	-۶/۷۲۸۰۵	۰/۰۰۰۰	پایا

منبع: یافته‌های محقق

طبق نتایج جدول ۲، برای کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی در آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو تمامی متغیرها به جز متغیرهای نرخ بیکاری و مجذور درآمد سرانه در سطح و عرض از مبدأ پایا می‌باشند و متغیرهای نرخ بیکاری و مجذور درآمد سرانه در تفاضل مرتبه اول پایا شده اند؛ همچنین در آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین به ترتیب متغیرهای ضریب جینی، میانگین سال‌های تحصیل، توسعه بانکداری اسلامی پایا و سایر متغیرها در تفاضل مرتبه اول پایا شده‌اند. نظر به اینکه در هر دو آزمون ریشه واحد تأیید شد برخی از متغیرها هم انباشته از درجه یک هستند.

۴-۲.نتایج آزمون هم انباشتگی پدرونی

در جدول زیر، نتایج حاصل از آزمون هم انباشتگی پدرونی برای کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی آورده شده است. همان‌طور که در جدول دیده می‌شود، آزمون پدورنی یک هم انباشتگی قوی و یک رابطه بلندمدت بین متغیرها را نشان می‌دهد؛ بنابراین، جهت تخمین مدل نیازی به تفاضل گیری از متغیرها وجود ندارد.

جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون هم انباشتگی پدرونی برای کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی

نوع آزمون		عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند	هیچ کدام
Panel ADF-Statistic	آماره آزمون	-۴/۶۸۵۷۱۵	-۵/۹۲۶۹۲۶	-۲/۳۱۵۷۲۹
	Prob.	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۰۳
Group ADF-Statistic	آماره آزمون	-۴/۵۶۱۱۹۰	-۴/۴۹۳۱۵۵	-۶/۹۵۰۵۲۲
	Prob.	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

Panel PP-Statistic	آماره آزمون	-۱۵/۸۹۲۹۱	-۲۴/۵۰۲۶۳	-۷/۴۴۹۲۷۶
	Prob.	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
Group PP-Statistic	آماره آزمون	-۳۱/۲۶۷۷۷	-۳۸/۹۵۹۳۵	-۲۷/۰۰۲۲۶
	Prob.	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های محقق

در این مطالعه، متغیر رشد اقتصادی به عنوان متغیر وابسته با واحد بی تی یو به دلار آمریکا (بر مبنای سال ۲۰۰۵)[۱] به کار رفته است. بر اساس مطالعه منسی و همکاران[۲] (۲۰۲۰) متغیر توسعه بانکداری اسلامی شامل IBASSET (نسبت دارایی‌های بانک اسلامی به تولید ناخالص داخلی)، IBDEPOSIT (نسبت سپرده بانک اسلامی به تولید ناخالص داخلی)، IBLOAN (وام بانک اسلامی به تولید ناخالص داخلی) و IBNETLOAN (نسبت خالص وام بانک اسلامی به تولید ناخالص داخلی) می‌باشد.

۴-۳.آزمون ریشه واحد

پیش از اینکه مدل PSTR تخمین زده شود، ویژگی پایایی متغیرها بر مبنای یکی از آزمون های ریشه واحد مورد بررسی قرار میگیرد تا از عدم وجود رگرسیون کاذب اطمینان کامل حاصل آید. بدین منظور، در این تحقیق از آزمون ریشه واحد تابلویی لوین، لین و چو[۳] (۲۰۰۲) که در بخش قبل مورد مطالعه قرار گرفته، استفاده شده است.

جدول شماره (۵) نتایج آزمون لوین لین و چو (۲۰۰۲) برای کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی را به صورت زیر ارائه مینماید.

جدول ۴: آزمون ریشه واحد تابلویی لوین، لین و چو (۲۰۰۲) برای کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی

				متغیرها		
		Lenerg	Lexpend	LGG	Lpop	Lindust
آزمون	آماره t	۸۲۶۶/۰	۶۶۷۴/۰-	۲۰۱۴/۱-	۷۶۶۱/۱	۰۹۱۳/۳-

۱ - Btu/USD (British thermal unit per year 2005 US dollar)

۲ Mensi, W., Hammoudeh, S., Tiwari, A. K., & Al-Yahyaee, K. H.

۳ - Levin, Lin and Chu (LLC)

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

LLC	احتمال	۷۹۵۸/۰	۲۵۲۳/۰	۱۱۴۸/۰	۹۶۱۳/۰	۰۰۱۰/۰

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به نتایج جدول فوق چنین بر می‌آید که متغیرهای رشد اقتصادی، مخارج دولت، حکمرانی خوب و جمعیت نامانا بوده و تنها ارزش افزوده بخش صنعت مانا میباشد. وجود متغیر نامانا منجر به ایجاد رگرسیون کاذب می‌شود که برای مرتفع نمودن این مساله دو راه حل وجود دارد. رویکرد نخست، تفاضلگیری است که باعث از بین رفتن اطلاعات مرتبط با سطح متغیرها و درنتیجه روابط بلند مدت میان متغیرها میگردد. از آنجا که هدف از مطالعه حاضر، مدلسازی رابطه غیرخطی میان متغیرها و لازمه آن نیز استفاده از متغیرهای در سطح می‌باشد، این رویکرد چندان قابل قبول نمیباشد. رویکرد دیگری برای فائق آمدن بر مشکلِ حضور متغیر نامانا در مدل PSTR که توسط کادیلی و مارکوف (۲۰۱۱) ارائه شده، بدین صورت است که در صورت مانا بودن پسماند قسمت خطی و غیرخطی مدل PSTR، تخمینهای مدل سازگار بوده و مشکل رگرسیون کاذب وجود ندارد. از این رو به پیروی از کادیلی و مارکوف[۱] (۲۰۱۱)، در این مقاله پسماندهای خطی و غیرخطی حاصل از مدل PSTR استخراج و مانا بودن آنها مورد ارزیابی قرار میگیرد که در اینجا مانایی به وسیله آزمون لوین لین و چو (۲۰۰۲) ارزیابی می‌شود. در صورت مانا بودن پسماندهای قسمت خطی و غیرخطی، نتایج رگرسیون قابل اتکاء بوده و عدم وجود رگرسیون کاذب را میرساند. همانطورکه جدول زیر نشان میدهد، پسماندهای خطی و غیرخطی مانا بوده و بدین ترتیب، وجود رگرسیون کاذب را در مدل PSTR برای کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی رد مینماید

جدول ۵. آزمون مانایی پسماندهای خطی و غیرخطی

پسماند قسمت خطی	پسماند قسمت غیر خطی	
آزمون LLC	آزمون LLC	
۴۱۷۸/۱-	۶۱۵۵/۳-	**آماره آزمون در سطح**
۰۷۸۱/۰	۰۰۰۱/۰	**احتمال**
مأخذ: نتایج تحقیق		

مأخذ: نتایج تحقیق

۱ - Kadilli and Markov

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

۴-۴.تخمین مدل رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR)

قبل از اقدام به تخمین نهایی مدل PSTR، مطابق مطالعات انجام شده توسط فوک و همکاران (۲۰۰۴)، گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) و جوید (۲۰۱۰) مراحل تخمین یک مدل PSTR، بدین ترتیب است که ابتدا آزمون خطی بودن در مقابل PSTR انجام میگیرد و در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن رابطه میان متغیرها، باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی موجود میان متغیرها انتخاب شود. برای این منظور فرضیه صفر، وجود یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل دو تابع انتقال آزمون می‌شود. در صورتی که فرضیه صفر رد نشود، لحاظ کردن یک تابع انتقال جهت بررسی رابطه خطی میان متغیرهای تحت بررسی، کفایت مینماید. اما در صورتی که فرضیه صفر در این آزمون رد شود، حداقل دو تابع انتقال در مدل PSTR وجود خواهد داشت و در ادامه باید فرضیه صفرِ وجود دو تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود سه تابع انتقال آزمون شود. این فرآیند تا زمانی که فرضیه صفر پذیرفته شود، باید ادامه یابد.

جدول ۶. آزمون خطی بودن و نبود رابطه غیرخطی عضو سازمان همکاری اسلامی

	۱m=		
	LM_w	LM	LRT
۱: r = ۱ vs H۰: r = .H	۳۹۵/۱۷ (۰۰۲/۰)	۴۴۰/۴ (۰۰۲/۰)	۶۶۳/۱۸ (۰۰۰/۰)
۲: r = ۱ vs H۱: r = .H	۴۲۸/۶ (۱۶۹/۰)	۳۹۳/۱ (۲۴۱/۰)	۵۹۱/۶ (۱۵۹/۰)
	۲m=		
	LM_w	LM	LRT
۱: r = ۱ vs H۰: r = .H	۳۳۸/۳۶ (۰۰۰/۰)	۳۷۴/۵ (۰۰۰/۰)	۵۶۰/۴۲ (۰۰۰/۰)
۲: r = ۱ vs H۱: r = .H	۱۱۳/۲۲ (۱۹۵/۰)	۲۰۵/۱ (۳۰۳/۰)	۶۱۳/۱۱ (۱۶۹/۰)

توجه: r بیانگر تعداد توابع انتقال است. مقادیر داخل پارانتزها احتمال مربوط به هر آماره را نشان می‌دهد

مأخذ: نتایج تحقیق

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

۴-۵.تعیین تعداد مکان های آستانه ای

بعد از حصول اطمینان از رابطه غیرخطی میان متغیرهای مذکور و انتخاب یک تابع انتقال، مرحله بعدی، انتخاب تعداد مکانهای آستانه‌ای لازم برای مدل نهایی میباشد. در این تحقیق بر طبق پیشنهاد کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) و جوید (۲۰۱۰)، دو مدل PSTR با یک و دو حد آستانه‌ای تخمین زده می‌شود و برای هر کدام از آنها مقادیر مجموع مجذور باقیمانده ها[۱]، شوارتز[۲] و آکائیک[۳] به عنوان معیارهای تعیینکننده تعداد مکانهای آستانه-ای لازم برای تصریح بهترین مدل محاسبه میگردد. در جداول (۴-۸) و (۴-۹) معیارهای عنوان شده برای هر دو مدل PSTR در هر گروه از کشورها ارائه شده است. در گروه کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی، جدول (۴-۸) بر اساس هر سه معیار شوارتز، آکائیک و مجموع مجذور باقیمانده‌ها مدل PSTR با یک حد آستانه ای، مدل بهینه است.

جدول ۷. تعیین تعداد مکان های آستانه‌ای در یک تابع انتقال برای کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی

مدلPSTR	m=۱	m=۲
معیار آکائیک	-۵۶۴۵/۴	-۵۲۵۸/۴
معیار شوارتز	-۳۸۴۳/۴	-۳۲۷۷/۴
مجموع مجذور باقیمانده ها	۵۳۳۹/۱	۵۶۶۸/۱

مأخذ: نتایج تحقیق

در گروه کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی، جدول زیر، مجموع مجذور باقیمانده نتایج یکسان داشته ولی بر اساس هر دو معیار شوارتز و آکائیک یک مدل PSTR با یک تابع انتقال و یک حدآستانه‌ای انتخاب می‌شود.

جدول ۸. تعیین تعداد مکان های آستانه‌ای در یک تابع انتقال برای کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی

مدلPSTR	m=۱	m=۲

۱ - Sum of squared residuals

۲ - Schwartz Criterion

۳ - Akaike Information Criterion (AIC)

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

معیار آکائیک	۹۳۰۶/۴-	**۹۲۴۹/۴-**
معیار شوارتز	۸۴۹۸/۴-	**۸۳۶۰/۴-**
مجموع مجذور باقیمانده ها	۵۹۵۰/۳	**۵۹۵۰/۳**

مأخذ: نتایج تحقیق

۴-۶.برآورد مدلPSTR دو رژیمی

جدول ۱۲ نتایج تخمین مدل را نشان میدهد که بر اساس آن پارامتر شیب که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر میباشد، معادل سرعت تعدیل ملایم ۱۲/۰۵۶۳ است. مکان وقوع تغییر رژیم نیز ۲/۲۵۹۷ برآورد شده است که مقدار آنتی لگاریتم آن برابر با ۹/۵۸۰۲ درصد است. لذا در صورتی که مخارج دولت به عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی از ۹/۵۸۰۲ درصد تجاوز نماید، رفتار متغیر مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت کمتر بودن آن از حد آستانه‌ای فوق در رژیم اول قرار خواهد گرفت. از آنجایی که ضرایب متغیرها با توجه به مقدار متغیر انتقال (مخارج دولت) و پارامتر شیب تغییر مییابد و برای کشورهای مختلف در طول زمان یکسان نمیباشد، نمیتوان مقدار عددی ضرایب ارائه شده در جداول زیر را به صورت مستقیم تفسیر نمود و صرفاصرفاً باید علامتها را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد.

جدول ۹. تخمین مدل PSTR برای کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی

قسمت خطی	Lexpend	۲۷۳۹/۰- (-۹۵۰۲/۱)	قسمت غیرخطی	Lexpend	۴۷۶۴/۰ (۷۷۷۳/۳)
	LGG	۴۴۸۴/۰- (-۴۸۷۰/۲)		LGG	۵۲۶۶/۰ (۹۰۱۷/۲)
	Lindust	۸۸۵۳/۰ (۹۳۲۷/۶)		Lindust	۶۶۸۴/۰- (-۰۴۲۵/۴)
	Lpop	(- ۴۲۵۶/۰- ۴۸۴۲/۳)		Lpop	(- ۰۱۱۳/۰ ۱۶۳۰/۰)
مکان وقوع تغییر رژیم C=۲/۶۹۵۲ آنتی لگاریتم C=۹/۲۰۸۵					
پارامتر شیب ۱۲/۳۶۵۰ = γ					

اعداد داخل پارانتز نشاندهنده آماره t میباشند.

مأخذ: نتایج تحقیق

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

به منظور ارائه درک روشنتری از نتایج حاصل شده، دو رژیم حدی موجود بررسی می‌شود. رژیم حدی اول، متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی نهایت میل مینماید و مقدار متغیر انتقال (مخارج دولت) کمتر از حد آستانه‌ای (مکان تغییر رژیم) است که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد و ب ه صورت زیر تصریح می‌شود:

رژیم اول:

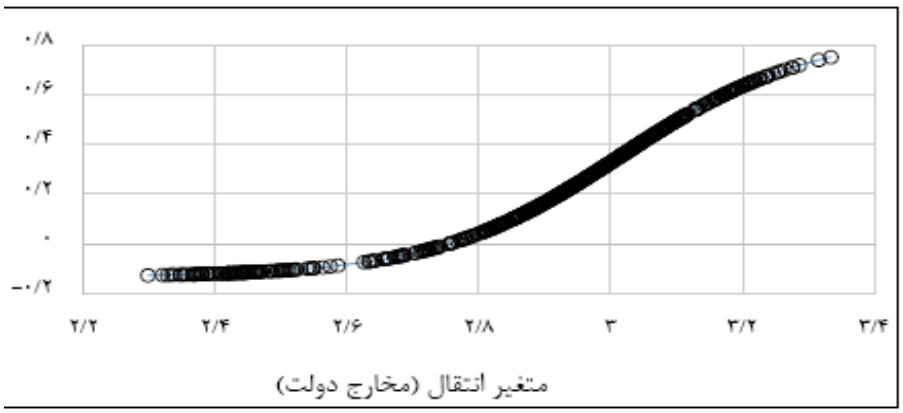
Lenerg = C - ۰/ ۲۷۳۹Lexpend + ۰/ ۸۸۵۳Lindust - ۰/ ۴۲۵۶Lpop - ۰/ ۴۴۸۴ LGG

رژیم دوم:

Lenerg = C + ۰/ ۲۰۲۵Lexpend + ۰/ ۲۱۶۹Lindust - ۰/ ۵۳۸۶Lpop - ۰/۰۷۸۲ LGG

با توجه به فرمول‌های بالا چنین میتوان بیان نمود که نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی در رژیم اول، اثر منفی و معنیدار و در رژیم دوم، اثر مثبت و معنیداری دارد. به عبارتی بهتر، قبل از حد آستانه‌ای C=۹/۲۰۸۵ با افزایش مخارج دولت، رشد اقتصادی کم می‌شود و با ادامه افزایش مخارج دولت و عبور از حد آستانه ای، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد.

با توجه به نمودار ۱ چنین می‌توان بیان کرد که ضریب مخارج دولت در رژیم اول معنیدار و منفی و در رژیم دوم معنیدار و مثبت است. به عبارتی بهتر، قبل از حد آستانه‌ای (C = ۲۰/۸۵۲۴)، با افزایش مخارج دولت، رشد اقتصادی کم می‌شود ولی با عبور از حد آستانه‌ای و در سطوح بالای مخارج دولت، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد.

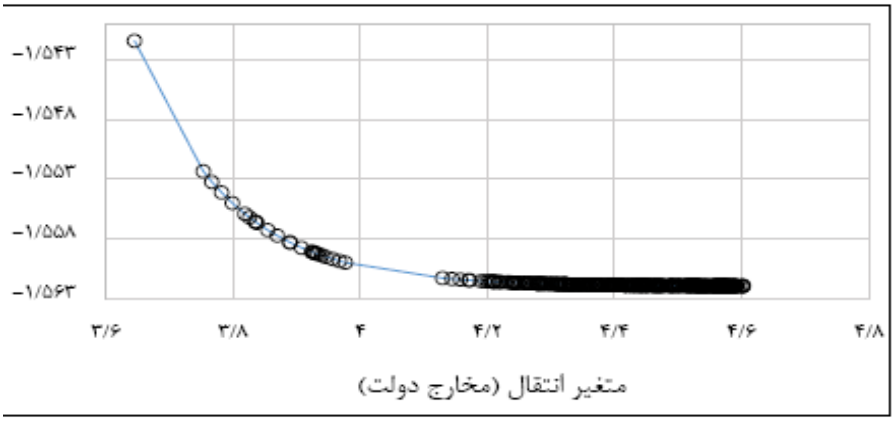


نمودار ۱. متغیر انتقال (مخارج دولت)

منبع: خرجی نرم افزار

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

همان طور که نمودار ۲ نشان می‌دهد که هرچند شاخص های حکمرانی خوب در رژیم اول، تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد ولی میزان رشد اقتصادی را در رژیم دوم کاهش میدهد و همان طور که از نمودار نیز پیداست، با افزایش مخارج دولت، در رژیم دوم بر تأثیرگذاری حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی افزوده می‌شود. به بیان بهتر، با افزایش سطح مخارج دولت و عبور از حد آستانه ای، حکمرانی خوب، رشد اقتصادی را کاهش میدهد. چنین استدلال می‌شود که هزینه های دولت در جهت افزایش قدرت تأثیرگذاری شاخص های حکمرانی خوب عمل کرده و در نهایت به بهبود کارایی و کاهش هزینه منتهی شده است.

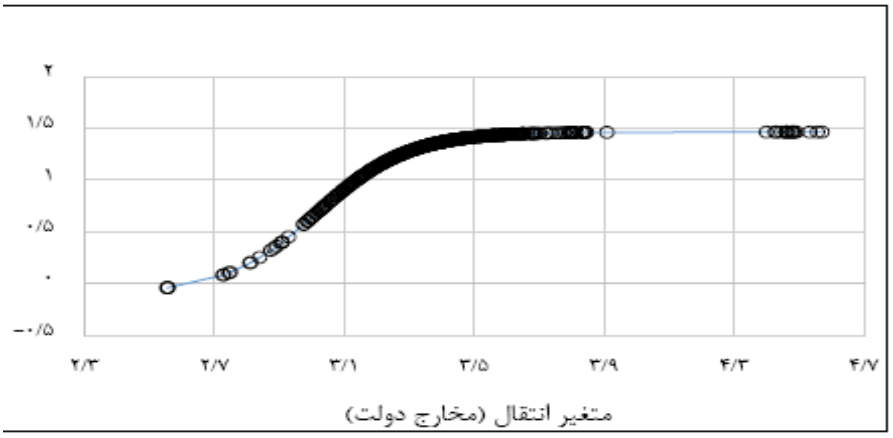


نمودار ۲. متغیر انتقال (مخارج دولت)

منبع: خروجی نرم افزار

با توجه به بی معنی بودن ضریب ارزش افزوده بخش صنعت در قسمت خطی (t = -۱/۰۲۰۸)، ضریب معنیدار قسمت غیرخطی را مورد توجه قرار داده، به طوری که با مثبت بودن آن، افزایش ارزش افزوده بخش صنعت موجبات افزایش رشد اقتصادی را فراهم میآورد. یعنی، با روند افزایشی مخارج دولت، افزایش ارزش افزوده بخش صنعت منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود. هرچند در کشورهای توسعه یافته به دلیل استفاده از تکنولوژی-های مدرن، مدیریت صحیح واحدهای تولیدی، توانسته‌اند از رشد اقتصادی تا حدی بکاهند.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

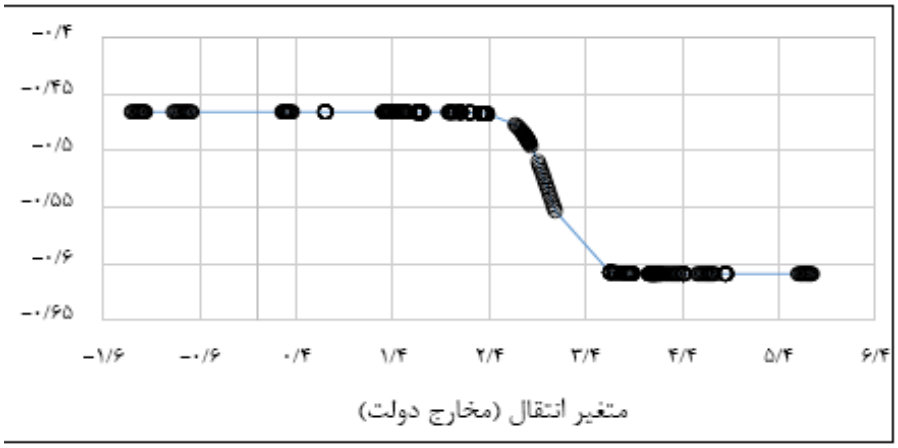


نمودار ۳. متغیر انتقال (مخارج دولت)

منبع: خروجی نرم افزار

نحوه تأثیرگذاری جمعیت بر رشد اقتصادی در نمودار ۴ نشان میدهد که در هر دو رژیم، تأثیر منفی و معنیدار میباشد. به عبارتی با افزایش هزینه های دولت، رشد اقتصادی کاهشی خواهد بود ولی با گذر از حد آستانهای (در رژیم دوم)، اثر افزایشی رشد اقتصادی نسبت به قبل از حد آستانهای (رژیم اول) اندکی کاهش یافته است. در حالت کلی، تأثیر منفی میزان جمعیت بر رشد اقتصادی را میتوان به افزایش آموزش عمومی جهت مصرف دارای راندمان بالا نسبت داد و تشدید کاهش رشد اقتصادی در رژیم دوم را میتوان در توجه هرچه بیشتر دولت به حوزه اقتصاد و بهبود الگوی صحیح مصرف جستجو نمود.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]



نمودار ۴. متغیر انتقال (مخارج دولت)

منبع: خروجی نرم افزار

نتایج تخمین نشان می‌دهد که تمامی ضرایب از نظر آماری در سطح ۵ درصد معنی دار هستند. به طوری که:

ضریب توسعه بانکداری اسلامی ۱/۸۸۸۷۹۱ بوده و از نظر آماری معنی دار میباشد. این ضریب نشان میدهد که افزایش یک درصدی توسعه بانکداری اسلامی به طور متوسط باعث افزایش ۱/۸۸۸۷۹۱ واحدی شدت رشد خواهد شد.

ضریب تولید ناخالص داخلی سرانه ۰/۰۰۲۱۱۰ و منفی میباشد و میتوان نتیجه گرفت که افزایش یک دلار در تولید ناخالص داخلی سرانه به طور متوسط باعث کاهش۰۰۲۱۱۰،۰ واحدی شدت رشد اقتصادی می‌شود.

ضریب تغییر ساختاری ۳/۲۲۸۶۸۳ و منفی بوده این ضریب نشان میدهد که افزایش یک درصدی نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به تولید ناخالص داخلی به طور متوسط باعث کاهش اثرات ثابت واحدی رشد اقتصادی خواهد شد.

۵. نتیجه گیری و پیشنهادها

در سال‌های اخیر رشد اقتصادی باعث شده تا نگرانی‌هایی در بانکداری غیرمولد بیش از پیش مورد توجه جامعه جهانی قرار گیرد. از این رو، به نظر می‌رسد یکی از مؤثرترین راه‌های فائق آمدن بر این چالش ها، افزایش کارایی بانکداری اسلامی است. بنابراین، نیل به این هدف مستلزم شناخت عوامل

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

مؤثر بر بانکداری اسلامی است که در مطالعات تجربی انجام شده در ادبیات موضوع اقتصاد اسلامی تاکنون مغفول مانده است.

نتایج این پژوهش، حاکی از آن است که در کشورهای همکاری اسلامی، در رژیم اول، اثر بانکداری اسلامی، حکمرانی خوب و جمعیت بر رشد اقتصادی، منفی و معنادار و اثر ارزش افزوده بخش صنعت، مثبت و معنادار میباشد. در رژیم دوم، بانکداری اسلامی، اثر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی دارد و اثر ارزش افزوده بخش صنعت نیز اثر مثبت و معنی دار می‌باشد ولی از شدت افزایندگی آن نسبت به رژیم اول کاسته شده است. متغیر جمعیت، اثر منفی و بی معنی دارد. در کشورهای منتخب همکاری اسلامی، در رژیم اول بانکداری اسلامی و جمعیت، اثر منفی و معنیدار و کیفیت دولت، اثر مثبت و معنیداری بر رشد دارد.

در حالی که اثر ارزش افزوده بخش صنعت، منفی و بی معنی است. در رژیم دوم، مخارج دولت و ارزش افزوده بخش صنعت، اثر مثبت و معنی دار و بانکداری اسلامی و جمعیت، اثر منفی و معنی دار بر شدت رشد اقتصادی دارد. در حالت کلی، چنین میتوان استنباط نمود که در کشورهای منتخب، بانکداری اسلامی، رشد اقتصادی را در پی داشته ولی کیفیت بالای دولت در صورت همراهی با دولت کارآمد، میتواند نقش کاهش دهنده رشد اقتصادی را داشته باشد.

این نتیجه، میزان توجه دولت به بهبود شاخص های حکمرانی خوب در کشورهای منتخب را میرساند. به طوری که در کشورهای منتخب، با تخصیص صحیح مخارج دولت در سیاستگذاری های کلان همراه شده و اثرگذاری بیشتری را از خود به نمایش میگذارد. این در حالی است که در کشورهای منتخب، اندازه بزرگ دولت که با ناکارآمدی دولت همراه بوده، منجر به تضعیف شاخص های حکمرانی خوب شده و از قدرت تأثیرگذاری کیفیت دولت نیز کاسته است.

بنابراین با توجه به نتایج بدست آمده، پیشنهادهای زیر مطرح می‌گردد:

- ✓ با توجه به تأثیر مثبت توسعه بانکداری اسلامی در کشورهای منتخب بر کاهش نابرابری درآمدی، گسترش روزافزون اعطای تسهیلات مالی به واحدهای تولیدی کوچک، افزایش عرضه کل، افزایش توجه به برنامه‌ریزی جهت نیل به سیاست‌های فقرزدایی و توزیع مناسب درآمد، پیشنهاد می‌گردد. برای کشورهای درحال توسعه به دلیل وجود نتایج متفاوت نمی‌توان سیاست مطمئنی را پیشنهاد نمود. با این وجود، با توجه به اینکه این کشورها اکثراً در مراحل اولیه توسعه قرار دارند؛ بنابراین می‌توان گفت که توسعه مالی در ابتدا موجب افزایش نابرابری خواهد شد. لذا در اجرای سیاست‌های فقرزدایی باید دقت لازم معمول گردد.
- ✓ یکی از عوامل گسترش توسعه مالی، گسترش نظام بانکداری است. مادام که در کشورهای درحال توسعه بانکداری با مالکیت و مدیریت دولتی حضور پررنگی داشته باشد، فعالیت‌های

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

اقتصادی از کارایی و بهره‌وری پایینی برخوردار خواهد بود؛ بنابراین، پیشنهاد می‌گردد زمینه خصوصی سازی بانک‌ها با دقت و نظارت بیشتر فراهم گردد.

- ✓ رشد اقتصادی بالا و به تبع آن افزایش درآمد سرانه در کشورهای درحال توسعه می‌تواند نقش مهمی را در افزایش توسعه مالی و کاهش نابرابری درآمدی داشته باشد.
- ✓ از آنجایی که روند افزایشی مخارج دولت و عبور از حد آستانه ای، تأثیر فزایندهای بر رشد اقتصادی دارد، سیاستگذاران میبایست در چگونگی تخصیص مخارج عمومی بخصوص در تدوین سیاستگذاری های خود در این حوزه، اهتمام بیشتری نمایند. سیاستگذاران کشورهای در حال توسعه MENA نیز با اشراف به این نتیجه، با نگرشی راهبردی و هدفمند، برنامه های بلند مدت و جامع تدوین نموده تا تعادلی میان اندازه دولت و رشد اقتصادی برقرار سازند.
- ✓ روند تأثیرگذاری منفی حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی در رژیم دوم، میتواند الگوی مناسبی برای سیاستگذاران در حوزه بانکداری باشد تا با تخصیص بخشی از مخارج دولت در جهت تقویت و بهبود نهادهای غیردولتی و با تأکید بر نقش شاخص های حکمرانی و اصل مشارکت، تأثیر چشمگیری در افزایش کارایی منابع داشته باشند.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

منابع

۱. اخباری، محمد، زیدی زاده، سمیرا.(۱۳۹۰). برآورد اندازه بهینه دولت در اقتصاد ایران با استفاده از تخمین منحنی آرمی. فصلنامه روند پژوهش‌های اقتصادی،۱۹(۶۰)، ۱۱۲-۸۱.

۲. اکبریان، رضا.، دیانتی، محمدحسین. (۱۳۸۵). مدیریت ریسک در بانکداری بدون ربا. فصلنامه تخصصی اقتصاد اسلامی، ۲۴(۲)، ۱۵۱-۱۶۷.

۳. بیات، رحیم، ابوالحسنی هستیانی، اصغر، شریف مقدسی، علیرضا و امینی میلانی، مینو(۱۴۰۲). مقایسه کارآیی نظام بانکداری اسلامی و متعارف با رویکرد پارامتری و ناپارامتری در کشورهای منتخب. نشریه اقتصاد و بانکداری اسلامی، ۱۲(۴۲)، ۱۵۶-۱۲۹.

۴. رجایی، محمدکاظم. (۱۳۸۵). ماهیت بهره و کارایی اقتصادی آن، قم، موسسه آموزشی و پژوهشی امام خمینی، مرکز انتشارات

۵. رفیعی دارانی، هادی.، شاه نوشی، ناصر. (۱۳۹۳). "تأثیر اندازه دولت و حکمرانی خوب بر توسعه انسانی با به کارگیری رگرسیون موزون جغرافیایی". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۹(۵۸)، ۱۵۳-۱۸۱.

۶. سامتی، مرتضی، رنجبر، همایون، محسنی فضیلت.(۱۳۹۰). تحلیل تأثیر شاخصهای حکمرانی خوب بر شاخص توسعه انسانی مطالعه موردی: کشورهای جنوب شرقی آسیا. فصلنامه پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی، ۱(۴)، ۲۲۳-۱۸۳ .

۷. شجاعی، سید احمد، معبودی، رضا، آسایش، حمید(۱۴۰۲). بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر رشد بخش‌های اقتصادی ایران. نشریه اقتصاد و بانکداری اسلامی، ۱۲(۴۴)، ۲۴۲-۲۱۹.

۸. صامتی، مجید، سجادی، زهراالسادات.، (۱۳۹۱)، تأثیر توسعه مالی بر نابرابری توزیع درآمد: مطالعه موردی منتخبی از کشورهای در حال توسعه، پژوهشنامه اقتصاد کلان،(۱۴)، صفحات ۱۵۰-۱۲۹.

۹. فلاحی، فیروز. منتظری، جلال.(۱۳۹۳). اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران: آزمون وجود منحنی آرمی با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی،۲۰(۶۹) ۱۵۰-۱۳۱

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

۱۰.کمیجانی، اکبر.، هژبرکیانی، کامبیز،حقشناس، هادی(۱۳۹۳). بررسی تأثیر اندازه و کیفیت دولت بر رشد اقتصادی در ایران به روش همجمعی ARDL.،فصلنامه اقتصاد کاربردی، ۴(۱۴)،۴۹-۶۰ .

۱۱.وهاب، قلیچ.، میثمی، حسین.(۱۳۸۹). نظارت شریعت و ریسک شریعت در بانکداری اسلامی، دلالت‌هایی برای طرح تحول نظام بانکی، تازه‌های اقتصاد. ۸(۱۳۰)، ۱۲-۳.

12. Abdelsalam, O., & El-Komi, M. (2016). Islamic finance: introduction and implications for future research and practice. Journal of economic behavior & organization., 132(Supplement), 1-3.
13. Abdulmajid, Abdul Rais: Development Of Liquidity Management Instruments, Challenges And opportunities, International Conference on Islamic Banking: Risk Management, Regulation and Supervision Jakarta – Indonesia, Sept 30- to October 3,2003.
14. Afonso, A., & Aubyn, M. S. (2019). Economic growth, public, and private investment returns in 17 OECD economies. Portuguese Economic Journal, 18(1), 47-65.
15. Alesina, A., and Perotti (1997). The Welfare State and Competitiveness. Americon Economic Review, 87: 921-939.
16. Alizadeh A., Amadeh A., and Baqaian M. 2014. Impact of Economic Sanctions on Employment Level in Iran. Ministry of Science, Research and Technology - Allameh Tabatabai University, Department of Economics.
17. Asumadu-Sarkodie, S. , & Owusu, P. A. (2016g). Carbon dioxide emissions, GDP, energy use and population growth: A multivariate and causality analysis for Ghana, 1971–2013. Environmental Science and Pollution Research International.
18. Asumadu-Sarkodie, S. , Owusu, P. A. , & Jayaweera, H. M. (2015). Flood risk management in Ghana: A case study in Accra. Advances in Applied Science Research , 6 , 196–201
19. Asumadu-Sarkodie, S. , Rufangura, P. , Jayaweera, H. M. , & Owusu, P. A. (2015). Situational analysis of flood and drought in Rwanda. International Journal of Scientific and Engineering Research , 6 , 960–970. doi: 10.14299/ijser.2015.08.013
20. Asumadu-SarkodieS, & Owusu, P. A. (2016f). The relationship between carbon dioxide and agriculture in Ghana, a comparison of VECM and ARDL

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

model. Environmental Science and Pollution Research. doi: 10.1007/s11356-016-6252-x

21. Baum, C. , Leinweber, P. , Weih, M. , Lamersdorf, N. , & Dimitriou, I. (2009). Effects of short rotation coppice with willows and poplar on soil ecology. Landbauforschung vTI Agriculture and Forestry Research 59 , 09–2009.
22. Baum, S. , Weih, M. , Busch, G. , Kroiher, F. , & Bolte, A. (2009). The impact of short rotation coppice plantations on phytodiversity. Landbauforschung vTI Agriculture and Forestry Research, 3, 163–170.
23. Celedonio B. Mendoza Jr.a , Dwane Darcy D. Cayonteb , Michael S. Leabresb, Lana 2019. Understanding multidimensional energy poverty in the Philippines: 1-13.
24. Chapra M. Umer: Challenges Facing the Islamic Financial System,Islamic development bank ,Islamic research and training institute, jeddah, SaudiArabia,1999.
25. Chen, C.H., Huang, J.B., Chang, H.G., Lei, H.Y., 2019. The effects of indigenous R&D activities on China's energy intensity: a regional perspective. Sci. Total Environ. 689, 1066–1078.
26. Hák, T. , Janoušková, S. , & Moldan, B. (2016). Sustainable development goals: A need for relevant indicators. Ecological Indicators , 60 , 565–573.10.1016/j.ecolind.2015.08.003
27. Hamann , A. (2015). Coordinated predictive control of a hydropower cascade
28. Hamza, H. (2013). Sharia governance in Islamic banks: effectiveness and supervision model. International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-08-12]