

بررسی رابطه‌ی بین جهانی شدن و نابرابری درآمدی: کاربردی از مدل انتقال ملایم آستانه‌ای پانلی

حسن خداویسی^{۱*}، سمیه نجارقابل^۲، احمد عزتی شورگلی^۳

۱. دانشیار دانشکده‌ی اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه، H.Khodavaishi@urmia.ac.ir

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد دانشکده‌ی اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه،
somaye.najari@yahoo.com

۳. کارشناس ارشد دانشگاه ارومیه، ahmetezati@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۸/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۸/۰۴

چکیده

دیدگاه غالب، پیرامون رابطه‌ی جهانی شدن و نابرابری درآمدی در اقتصاد که تحت عنوان اجماع واشنگتن شناخته می‌شود، معتقد است که جهانی شدن نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد. بر مبنای تئوری هکشراولین، هر کشور آن کالایی را صادر می‌کند که با استفاده از عامل تولید فراوان خود آن را تولید کرده است. از سوی دیگر بر مبنای قضیه‌ی استالپر-ساموئلسون کاهش تعرفه و سایر محدودیت‌های تجاری منجر به کاهش تفاوت پرداختی بین درآمد عوامل تولید می‌شود، که نتیجه‌ی نهایی آن کاهش نابرابری درآمد در داخل و بین کشورها می‌باشد. اما تحقیقات تجربی اخیر نشان داده‌اند که جهانی شدن علاوه بر جنبه‌های مثبت، می‌تواند منجر به ایجاد نابرابری درآمد شود. در این راستا، این مطالعه با استفاده از داده‌های ۷۱ کشور مختلف جهان طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۳، با به‌کارگیری رگرسیون انتقال ملایم پانلی، و با در نظر گرفتن تولید ناخالص داخلی سرانه و جهانی شدن اقتصادی به عنوان متغیرهای انتقال، به بررسی رابطه‌ی غیرخطی متغیرهای تحقیق و آزمون منحنی کوزنتس رشد- نابرابری درآمدی از یک سو و منحنی U شکل ارتباط جهانی شدن و نابرابری از سوی دیگر پرداخته است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که منحنی کوزنتس برای رشد- نابرابری قابل رد نیست، از سویی جهانی شدن در مراحل اولیه خود نابرابری را کاهش داده اما به تدریج نابرابری را افزایش می‌دهد.

طبقه بندی JEL: H53, D63, F15

کلید واژه‌ها: نابرابری درآمدی، جهانی شدن، شاخص KOF، انتقال ملایم پانلی، منحنی

کوزنتس

۱- مقدمه

واژه‌ی جهانی شدن در سال‌های اخیر یکی از پر کاربردترین واژه‌های عرصه سیاست‌گذاری اقتصادی، فرهنگی و سیاسی داخلی و بین‌المللی کشورها و نیز موضوع بحث‌های آکادمیک و ژورنالیستی بوده است. جهانی شدن یک پدیده‌ی چند بعدی است که مرزهای سیاسی و اقتصادی را از بین برده و فعالیت‌های فرهنگی، سیاسی، حقوقی و ... را تحت تأثیر قرار داده و در نهایت منجر به ادغام اقتصاد کشورهای مختلف در اقتصاد جهانی مانند تشکیل اتحادیه‌ی اروپا و سایر اتحادیه‌های اقتصادی شده است.

از جنگ دوم جهانی به بعد، جریان‌های تجارت، سرمایه، نیروی کار، تکنولوژی و اطلاعات، بین مرزهای بین‌المللی افزایش یافته و فضای مناسبی برای رشد سریعتر اقتصادی و انتقال دانش فراهم شده است. روشن است که نیروهای جهانی شدن پتانسیل قدرتمندی را برای کاهش زیاد فقر در دنیای در حال توسعه فراهم کرده‌اند. ریسک‌ها و هزینه‌های مربوط به جهانی شدن برای اقتصادهای آسیب‌پذیر در حال توسعه و همچنین فقرای جهان، زیاد و قابل توجه می‌باشد. در زمان بحران‌های اقتصادی و مالی، جنبه‌های منفی جهانی شدن، به شکل بسیار زیادی نمود پیدا کرده‌اند و به نظر می‌رسد هزینه‌های بحران‌های متوالی مرتبط با جهانی شدن اقتصادی و مالی، بیش‌تر به کشورهای در حال توسعه و مردم فقیر تحمیل می‌شود. از سوی دیگر منافع ناشی از جهانی شدن در دوره‌های رونق الزاما به صورت برابر در جامعه جهانی توزیع نمی‌شود. ترس از اینکه فقرا در اثر جهانی شدن متضرر شده یا کنارزده شوند، توسط مطالعات زیادی بررسی شده است و به صورت صریح روند توزیع درآمد در سال‌هایی که جهانی شدن در اوج بوده مطالعه شده است. بیش‌تر مطالعات انجام شده به این نتیجه دست یافته‌اند که افزایش نابرابری در توزیع درآمد با روند جهانی شدن ادامه داشته است و نابرابری به عنوان عامل یا رابطی بین رشد و فقر عمل می‌کند، به گونه‌ای که اگر نابرابری وجود داشته باشد، رشد باعث فقر می‌شود (نیسانک و توربک، ۲۰۰۶).

فهم و شناسایی علل نابرابری، اساس و بنیان انتخاب سیاست اقتصادی مناسب است. جهانی شدن به عنوان یک پدیده‌ی چند بعدی در نظر گرفته می‌شود که از طریق دسته‌ای از فرآیندهای مختلف انجام شده است و عوامل و محرک‌های اصلی آن عبارتند از: آزادسازی تجاری، آزادی بازارهای مالی، تحرک سرمایه، فناوری ارتباطات و اطلاعات، مهاجرت بین‌المللی و غیره.

روند رو به رشد فرآیند جهانی شدن بحث‌های جدیدی را درباره مفاهیم نابرابری و توزیع درآمد در داخل هر کشور و بین کشورها به وجود آورده است. در حقیقت شواهد تجربی کافی برای تأیید اینکه جهانی سازی سبب افزایش نابرابری در بیش‌تر کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه می‌شود، وجود دارد. (آستریو و همکاران^۱ ۲۰۱۴)

این تحقیق به بررسی رابطه‌ی جهانی شدن و نابرابری درآمدی و نحوه‌ی تأثیر آن بر روی کشورهای توسعه یافته و کشورهای در حال توسعه، با استفاده از شاخص جهانی KOF و ضریب جینی پایگاه استاندارد جهانی نابرابری درآمدی می‌پردازد.

در ادامه این مقاله و در بخش دوم، مبانی نظری، بخش سوم، پیشینه مطالعات انجام شده، بخش چهارم، معرفی مدل و متغیرها و روش انجام تحقیق، بخش پنجم، یافته‌های تجربی تحقیق و در بخش ششم، نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

جهانی شدن پدیده‌ای صرفاً اقتصادی نیست، اما اقتصاد مهم‌ترین بعد آن به شمار می‌آید. به بیانی دیگر جهانی شدن بارزترین وجه تمایز اقتصاد دیروز و امروز جهان است، و رشد و همگرایی بازارهای مالی و همچنین رشد و گسترش تکنولوژی ارتباطات و اطلاعات، عوامل اصلی این فرآیند در عصر کنونی هستند.

۱.۲. در ارتباط با جهانی شدن دو دیدگاه وجود دارد

۱.۱.۲. دیدگاه موافق آزادسازی

طرفداران این دیدگاه معتقدند که جهانی شدن منجر به رشد تولید ناخالص داخلی در جهان شده و رشد سرمایه‌گذاری خارجی به ویژه در کشورهای در حال توسعه، سرعت یافته است. از میان برداشتن موانع تجاری و جابه‌جایی سرمایه، منجر به پیشرفت‌های فناوری شده و هزینه‌های حمل و نقل و ارتباطات را کاهش می‌دهد، که این امر نیز سطح رفاه جامعه و فرصت‌های جدید اقتصادی را افزایش خواهد داد.

اثر مثبت سیاست‌های باز بودن تجارت، از طریق آزادسازی مبادله، سرمایه‌گذاری و حرکت سرمایه بین کشورها، بر روی رشد و افزایش رفاه، در سراسر جهان توسط تئوری‌های اقتصادی مانند نظریه‌ی مزیت نسبی ریکاردو، مدل هکشر-اوهلین، استالپر-ساموئلسون، نظریه‌ی جدید تجارت، مدل جدید نظریه‌های کروگمن و یا مدل قرض

دادن-قرض گرفتن بین مقطعی بین‌المللی (یا مدل تخصیص سبد)، مورد حمایت و تأیید قرار گرفته است. (بدین معنی که آزادسازی سبب رشد و رفاه شده و در تئوری‌های اقتصادی هم به اثبات رسیده است). بررسی چند نظریه در این رابطه:

مدل هکشر - اوهلین: به‌عنوان مدل استاندارد تجارت بین‌الملل، عامل اساسی و تعیین‌کننده‌ی مزیت نسبی کشورها را وفور نسبی عوامل تولیدمی‌داند. بر طبق این نظریه، کشورهای توسعه‌یافته در تجارت خود با کشورهای در حال توسعه، کالاها و خدمات متکی بر نیروی کار ماهر را صادر و در مقابل کالاها و خدمات متکی بر نیروی کار کم مهارت را وارد می‌کنند. در کشورهای با دستمزدهایی انعطاف‌پذیر، افزایش تجارت با کشورهای در حال توسعه به کاهش دستمزد نسبی کارگران کم مهارت منجر خواهد شد و در کشورهایی که دستمزدها، انعطاف‌ناپذیری بیشتری دارند، باز کردن راه‌های تجاری با کشورهای در حال توسعه، به بیکاری بیشتر کارگران کم مهارت منجر خواهد شد. (مسچی و ویوارلی^۱، ۲۰۰۹، ص ۲۹۱)

قضیه استالپر - ساموئلسون: بیان می‌کند که آزادسازی تجارت در هر کشور، تقاضا را برای تولید نهاده‌ای که نسبتاً در آن کشور فراوان‌تر است، افزایش خواهد داد و به‌دنبال آن قیمت آن نهاده نیز بالاتر خواهد رفت. از آنجا که در کشورهای توسعه یافته نیروی کار ماهر و در کشورهای در حال توسعه نیروی کار غیرماهر فراوان است، آزادی تجارت، سبب افزایش تقاضا و دستمزد کارگران ماهر در کشورهای ثروتمند خواهد شد، اما در کشورهای در حال توسعه بر تقاضا و دستمزد کارگران غیرماهر افزوده می‌شود. در نتیجه آزادسازی تجارت در کشورهای در حال توسعه بر خلاف کشورهای توسعه یافته، نابرابری را کاهش خواهد داد. (جیگوار^۲، ۲۰۰۸)

نظریه‌ی جدید تجارت: که بر طبق آن در کشورهای توسعه یافته، کالاهای کارخانه‌ای بیش‌تر به صورت رقابت ناقص تولید می‌شوند و تخصص‌یابی در آن از طریق صرفه‌های ناشی از مقیاس به هزینه‌های کم‌تر منجر می‌شود، با حذف موانع تجاری، انگیزه‌های صادرات زیاد خواهد شد. یکی از پیش‌بینی‌های این نظریه آن است که تجارت بین صنایع بیش‌تر بین کشورهایی خواهد بود که درآمد، سلیقه و ساختار تولید مشابه داشته باشند که در این حالت نیز تجارت مفید خواهد بود. (طیبی و ملکی، ۱۳۹۰)

1. Meschi & Vivarelli
2. Chiquiar

در این مدل‌ها اثرات اصلی افزایش رشد ناشی از آزادسازی از راه‌های زیر محدود شده‌اند:

- ۱- منافع کارایی ایستا (استاتیک)، هم برای کشورها هم برای اقتصاد جهانی به دلیل افزایش تخصصی شدن
- ۲- منافع بهره‌وری پویا از عواملی همچون صرفه‌های مقیاس، انتشار اطلاعات، انتقال تکنولوژی، اثرات سرریز دانش و سود تجارت موقتی از قرض دادن خارجی برای افزایش سرمایه‌گذاری و برای هموار کردن مصرف و تنوع بخشی به ریسک سید (پرتفوی)

۲.۱.۲. دیدگاه مخالف آزادسازی

این دیدگاه بیان می‌کند که جهانی شدن حاکمیت هولناکی است که جوانب ارزشمند اجتماعی، فرهنگی و اقتصادی کشورها را هدف قرار خواهد داد. مخالفان معتقدند که جهانی شدن از طریق کانال‌هایی که در ادامه آورده می‌شود نابرابری بین کشورها را افزایش داده، اشتغال، سطح زندگی و فرهنگ آن‌ها را تهدید می‌کند. (حسن‌زاده ۱۳۸۷)

۲.۲. کانال‌هایی که جهانی شدن از طریق آن‌ها بر فقر تأثیر می‌گذارد:

۲.۲.۱. بند (حلقه) آزاد سازی - رشد

بند اول این زنجیره‌ی علی، آزادسازی-رشد است. ویژگی‌های بارز آزادسازی (لیبرالیزیشن)، همان آزادسازی مبادله و تحرک سرمایه از کشوری به کشور دیگر است که رشد را به‌طور مستقیم از طریق سه زیر کانال صادرات، واردات و جریان سرمایه تحت تأثیر قرار می‌دهد. زیر کانال اول صادرات می‌باشد. سیاست‌های آزادسازی مبادله سبب تشویق صادرات می‌شود که به خودی خود افزایش سود صنایع صادراتی و رشد تولید ناخالص داخلی را در پی دارد. اگرچه این موضوع (اثر آزاد سازی بر افزایش صادرات و افزایش رشد) به اندازه‌ی کافی روشن است اما هنوز جهت علیت مشخص نیست. کدام بر کدام اثر گذاشته است، یعنی کدام علت دیگری است، ابتدا رشد اتفاق افتاده بعد صادرات افزایش یافته یا ابتدا صادرات افزایش یافته سپس رشد افزایش یافته است. یا اینکه چرخه‌ای از هر دو است؟ فرانکل و رومر^۱ (۱۹۹۹)، نشان داده‌اند که مبادله روی رشد اثر

1. Frankel and ROMER

می‌گذارد. این اثر هم از طریق افزایش سرمایه‌ی انسانی و فیزیکی و هم از طریق افزایش رشد بهره‌وری کلی عوامل اتفاق می‌افتد.

زیرکانال دوم که روی رشد اثر می‌گذارد واردات است (حلقه واردات-رشد). کشوری که از حالت بسته به حالت آزادسازی تجاری تغییر حالت می‌دهد، در کوتاه‌مدت سبب آسیب صنایع مورد حمایت می‌شود. همچنین دولت نیز به دلیل از دست دادن درآمدهای ناشی از تعرفه‌های گمرکی دچار مشکل مالی خواهد شد. اگرچه اثرات منفی اولیه آزادسازی تجاری، بر روی تولید ناخالص داخلی بیش‌تر از اثرات مثبت آزادسازی تجاری است؛ اما نمونه‌ی موفق آزادسازی تجاری که منجر به رشد بیش‌تر می‌شود، زمانی اتفاق می‌افتد که صادرات و سیاست‌های تقویت صادرات یا ارتقا و بهبود تکنولوژی تولید صنایع داخلی قبل از آزادسازی انجام گرفته باشد، مانند آنچه کشورهای آسیایی تازه صنعتی شده انجام داده‌اند.

زیر کانال سوم از طریق اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و پرتفوی و سایر جریان‌های سرمایه‌بر روی تولید داخلی و رشد، عمل می‌کند. اگر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به شکل گرین فیلد^۱ باشد، برخلاف سرمایه‌گذاری از طریق ادغام یا تصاحب، بیش‌تر جریان سرمایه آمده از شرکت‌های فراملیتی تمایل دارند به صورت مستقیم به کارخانه‌هایی تبدیل شوند که کالاهای جدید تولید می‌کنند. در مطالعه‌ای که به‌تازگی صندوق بین‌المللی پول توسط پارساد و همکاران (۲۰۰۲) انجام گرفته است، نشان داده شده است که به سختی می‌توان وجود یک رابطه‌ی علت و معلولی قوی بین جهانی شدن مالی و رشد اقتصادی متصور شد. همچنین، این جریان‌های کوتاه‌مدت سرمایه می‌توانند به افزایش آسیب‌پذیری کشورهای در حال توسعه گیرنده‌ی این سرمایه‌ها منجر شوند، مطالعات تجربی زیادی پیرامون اینکه اثرات سودمند یک رژیم اقتصادی باز را بر روی رشد نشان دهند، انجام گرفته است. "روی هم رفته به نظر می‌آید که شواهد تجربی مبنی بر اینکه هر چه سیاست تجارت باز بیش‌تر باشد منجر به رشد بهتری می‌شود وجود دارد" (کلاین^۲ ۲۰۰۴).

۲.۲.۲. سایر کانال‌هایی که از طریق آن جهانی شدن منجر به نابرابری و فقر می‌شود عبارتند از:

۱. گرین فیلد حالتی از سرمایه‌گذاری مستقیم است که شرکت خارجی وارد کشور مقصد می‌شود و کار سرمایه‌گذاری را در یک صنعت خاص از صفر شروع می‌کند. در حالت ادغام و تصاحب یا اکتساب، شرکت خارجی کار شروع شده‌ای را با شرکت‌های دیگر شریک می‌شود و از صفر شروع نمی‌کند.

2. Cline

۱.۲.۲.۲. تغییر در قیمت‌های نسبی عوامل تولید و محصولات

همان‌طور که در تئوری استالپر-ساموئلسون آمده است، اثرات توزیع درآمد، به‌وسیله تغییر قیمت‌های نسبی محصولات اتفاق می‌افتد، بنابراین جهانی شدن می‌تواند به‌طور مستقیم از طریق تغییرات قیمت نسبی در بازار عوامل تولید و نیز بازار محصولات بر روی فقر اثر بگذارد. رودریک^۱ (۱۹۹۷)، اثر این نوع توزیع درآمد را برای کشورهای صنعتی تأیید کرده است. هر چند شکاف در کاهش دستمزدها بین نیروی کار ماهر و غیرماهر در خیلی از کشورهای در حال توسعه به ویژه آفریقا و آمریکای لاتین مشاهده نشده است.

۲.۲.۲.۲. تحرک عوامل تولید

جابه‌جایی عوامل تولید یکی از راه‌هایی است که توزیع درآمد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در مدل هکشر-اوهلین-ساموئلسون-استالپر موسوم به HOSS، جابه‌جایی عوامل تولید را فقط در داخل مرزهای یک کشور در نظر می‌گیرد، اما دیده شده است که جابه‌جایی عوامل تولید برون مرزی، یکی از نیروی‌های عمده برای پروسه‌ی جهانی شدن بوده است. بیش‌ترین همگرایی درآمدها بین کشورهای دارای تجارت آزاد در موج اول جهانی شدن بین سال‌های ۱۸۷۰ و ۱۹۱۴، به‌طور عمده در اثر مهاجرت رخ داد. فاینی^۲ (۲۰۰۱) ادعا کرده که نظریه‌ی برابر شدن دستمزدها (همگرایی دستمزد)، که در تئوری تجارت بین‌الملل به عنوان یک قاعده و اصل پذیرفته شده، بعید است به دلیل مهاجرت نیروی کار رخ دهد، چرا که مهاجرت نیروی کار سبب نابرابری توزیع درآمدها می‌شود. همچنین سرمایه به دنبال بازدهی بالاتر است بنابراین باید به سمت کشورهای در حال توسعه‌ای که کمبود سرمایه دارند سرازیر شود، در نتیجه در این کشورها بهره‌وری نهایی و دستمزدهای نیروی کار افزایش خواهد یافت (ایسترلی^۳، ۲۰۰۴).

۳.۲.۲.۲. پیشرفت‌های تکنولوژیکی و انتشار تکنولوژی

پیشرفت و انتشار تکنولوژی یکی دیگر از کانال‌هایی است که جهانی شدن، از طریق آن توزیع درآمد و فقر را تحت تأثیر قرار می‌دهد. کالپر^۴ (۲۰۰۲)، عنوان می‌کند که تغییرات تکنولوژیکی به‌طور عمده ناشی از فعالیت‌های تحقیق و توسعه‌ای است که در کشورهای توسعه یافته (صنعتی) انجام می‌گیرد. از این رو تغییرات تکنولوژیکی،

1. Rodrik
2. Faini
3. Easterly
4. Culpeper

صنایع را به سمت سرمایه‌بر شدن و کم کردن نیاز به نیروی کار پیش می‌برند، بنابراین این مسئله هم در کشورهای توسعه یافته و هم در کشورهای در حال توسعه نابرابری را افزایش می‌دهد. کانبر (۱۹۹۸)، برای توضیح افزایش اختلاف دستمزد میان کارگر ماهر و غیرماهر در بیش‌تر کشورهای در حال توسعه، عامل تکنولوژی را اضافه کرد. از این‌رو او عنوان می‌کند که هر چه درجه‌ی آزادسازی و ادغام در اقتصاد جهانی بیش‌تر باشد، دستیابی به منافع تکنولوژی مولدتر را بیش‌تر به همراه خواهد داشت، اما در عوض شکاف بین دستمزد کارگر ماهر و غیرماهر را نیز بیش‌تر می‌کند. (ایجنور^۱، ۲۰۰۲)

۴.۲.۲.۲. اثر جهانی شدن بر نوسانات و آسیب پذیری

کالپر (۲۰۰۲)، عنوان می‌کند که هرچه درجه‌ی آزادسازی اقتصادی بیش‌تر باشد، تمایل به نوسانات و شوک‌های بیش‌تری وجود دارد، که خانوارهای فقیر و آسیب پذیر را بیش‌تر تحت تأثیر قرار می‌دهد و نیز فقر و نابرابری درآمد را عمیق‌تر می‌کند. همچنین گولدبرگ و پاونیک^۲ (۲۰۰۴)، روی اثر آزادسازی تجاری بر نابرابری، به دلیل افزایش آسیب‌پذیری کارگران غیرماهر از طریق چندین کانال بازار نیروی کار تأکید داشته‌اند.

۵.۲.۲.۲. اثر جهانی شدن بر جریان اطلاعات

جهانی شدن، منجر به افزایش شدید انتقال دانش و اطلاعات در سطح جهانی می‌شود، این درحالی است که این انتقال سریع اطلاعات و دانش همانند دو روی یک سکه است، روی اول سکه این است که در کشورهای جهان سوم، که افراد با فقر اطلاعات و دانش مواجه هستند، این انتقال اطلاعات و دانش، سطح اطلاعات و دانش افراد را به روزتر کرده و پتانسیل خوبی برای افزایش سرمایه‌ی انسانی در این نوع کشورها می‌باشد، اما روی دوم سکه مربوط به حالتی است که این افزایش اطلاعات از سطح زندگی کشورهای پیشرفته، می‌تواند هنجارهای اجتماعی و خانوادگی در کشورهای جهان سوم را تغییر دهد و با مقایسه زندگی خود و کشورهای پیشرفته نوعی ناامیدی در آن‌ها ایجاد کند، لذا افراد با دنباله روی از سطح زندگی کشورهای پیشرفته (که ویژگی آن، مصرف بیش از اندازه است)، به علت عدم توانایی لازم در پوشش این هزینه‌ها (که ویژگی اصلی درآمدی افراد در کشورهای جهان سوم، پایین بودن درآمدهاست)، فقر را در جامعه افزایش می‌دهند. (گراهام^۳، ۲۰۰۴)

1. Agenor
2. Goldberg & Pavcnik
3. Graham

۶.۲.۲.۲. جهانی شدن و کاهش تورم جهانی

روگوف^۱ (۲۰۰۳)، ادعا کرده است که طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۳، تورم جهانی از ۳۰ درصد در سال به ۴ درصد کاهش یافته است. او دلیل این میزان کاهش در تورم را به عواملی همچون، بهبود عملکرد مؤسسات بانکی، بهبود سیاست‌های پولی و مالی و انقلاب در فن‌آوری که در سایه جهانی شدن اتفاق افتاده، نسبت داده است. البته روگوف معتقد است که این کاهش تورم از این کانال بیش‌تر نمایشی بوده و نتوانسته نقشی در کاهش فقر در سطح جهان داشته باشد.

۷.۲.۲.۲. نهادها و مؤسسات

مؤسسات، کانال‌ها و مکانیزم‌های مختلفی را ایجاد می‌کنند تا از طریق آن‌ها جهانی شدن فقر را تحت تأثیر قرار دهند. چنان‌چه ساختار اقتصادی-سیاسی یک کشور مبتنی بر یک ساختار الیگارش‌ی و یک حاکمیت زورگو و چپاول‌گر باشد، در این حالت جهانی شدن به ضرر گروه‌های فقیر جامعه خواهد بود. در مقابل چنان‌چه نهادها و مؤسسات در داخل یک کشور بر پایه‌ی مشارکت سیاسی، انسجام اجتماعی و مدیریت بر پایه‌ی قبول انتقادات مردم پی‌ریزی شود، جهانی شدن می‌تواند، نابرابری در جامعه را کاهش دهد. (سیندزنگر^۲، ۲۰۰۵)

۳. پیشینه‌ی تحقیق و مطالعات انجام شده

مطالعات انجام گرفته بر روی جهانی شدن و نابرابری در کشورهای مختلف نتایج متفاوتی را نشان می‌دهد. در حقیقت این نتایج در کوتاه‌مدت و بلندمدت و بسته به اینکه کشور یا کشورهای مورد مطالعه توسعه یافته و یا در حال توسعه باشد، متفاوت خواهد بود. در این بخش از تحقیق به بیان نتایج چند مطالعه‌ی خارجی و داخلی که دارای ارتباط بیش‌تری با موضوع مورد بررسی در این تحقیق هستند پرداخته می‌شود.

۱.۳. مطالعات خارجی

برگ و نیلسون^۳ (۲۰۱۰)، با استفاده از داده‌های ۸۰ کشور مختلف جهان طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۰، با به‌کارگیری روش گشتاورهای تعمیم یافته و با استفاده

1. Rogoff
2. Sindzingre, 1990
3. Bergh & Nilsson

از شاخص جهانی شدن KOF و داده‌های پایگاه استاندارد جهانی نابرابری درآمدی^۱، به بررسی رابطه‌ی جهانی شدن و ضریب جینی پرداخته‌اند، محققان در این مطالعه به این نتیجه رسیده‌اند که جهانی شدن اقتصادی، جهانی شدن اجتماعی و شاخص کل جهانی شدن تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی دارد.

فاستینو و ولی^۲ (۲۰۱۱)، با استفاده از داده‌های کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی توسعه (OECD) طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۷-۲۰۰۵ و با به‌کارگیری روش گشتاورهای تعمیم یافته، به بررسی رابطه‌ی جهانی شدن با نابرابری درآمدی پرداخته‌اند، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که آزادی تجارت تأثیر منفی و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی کشورهای مذکور دارد، این در حالی است که تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مثبت و بی‌معنی می‌باشد.

درویلو^۳ (۲۰۱۳)، با استفاده از داده‌های ۱۱۹ کشور مختلف جهان طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۰-۲۰۰۵ و با به‌کارگیری روش داده‌های تابلویی، به بررسی رابطه‌ی غیرخطی جهانی شدن و نابرابری درآمدی پرداخته است، محقق در این مطالعه به این نتیجه رسیده که رابطه‌ی جهانی شدن اقتصادی و نابرابری درآمدی از نوع رابطه‌ی U شکل است،

ازگورا و رودریگز^۴ (۲۰۱۳)، با استفاده از داده‌های ۴۷ کشور مختلف جهان طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۰-۲۰۰۷، با به‌کارگیری روش داده‌های تابلویی، به بررسی رابطه‌ی جهانی شدن و نابرابری درآمدی پرداخته‌اند، محققان در این مطالعه به این نتیجه رسیده‌اند که جهانی شدن، نابرابری درآمدی را افزایش می‌دهد، این در حالی است که میزان افزایش نابرابری به علت جهانی شدن در کشورهای با درآمد سرانه‌ی متوسط و پایین، بزرگ‌تر از کشورهای با درآمد سرانه‌ی بالا است.

آستریو و همکاران (۲۰۱۴)، با استفاده از داده‌های ۲۷ کشور عضو اتحادیه‌ی اروپا طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۵-۲۰۰۹، با به‌کارگیری روش داده‌های تابلویی، به بررسی رابطه‌ی جهانی شدن تجاری و جهانی شدن مالی با نابرابری درآمدی پرداخته‌اند، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که جهانی شدن تجاری و جهانی شدن مالی به ترتیب سبب کاهش و افزایش نابرابری می‌شود.

-
1. Standardized World Income Inequality Database
 2. Faustino & Vali,
 3. Adamkiewicz-Drwiłło, H. G.
 4. Ezcurra & Rodríguez

برگ و نیلسون^۱ (۲۰۱۴)، با استفاده از داده‌های ۱۱۴ کشور مختلف جهان طی دوره‌ی زمانی ۱۹۸۳-۲۰۰۷ و با به‌کارگیری روش داده‌های تابلویی، به بررسی رابطه‌ی جهانی شدن و فقر مطلق (محاسبه شده توسط بانک جهانی) پرداخته‌اند، نتایج این مطالعه حاکی از آن است که رابطه‌ی جهانی شدن اقتصادی و اجتماعی با فقر، یک رابطه از نوع رابطه‌ی U شکل است. البته رابطه‌ی جهانی شدن سیاسی با فقر یک رابطه‌ی خطی است، به طوری که جهانی شدن سیاسی منجر به افزایش فقر می‌شود.

۲.۳. مطالعات داخلی^۲

نजारزاده و راسخ (۱۳۸۸)، با استفاده از داده‌های گروه دی هشت طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۵-۲۰۰۴ و با به‌کارگیری روش داده‌های پانل و شاخص باز بودن تجاری و ضریب جینی، به بررسی تأثیر جهانی شدن بر توزیع درآمد پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که آزاد سازی طی دوره‌ی مورد بررسی منجر به بهبود توزیع درآمد شده و نابرابری را در کشورهای مذکور کاهش می‌دهد.

طیسی و ملکی (۱۳۹۰)، با استفاده از داده‌های ایران و ده شریک اصلی تجاری ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۰-۲۰۰۶ بر اساس الگوی اسپیلمبر و لندنو (۱۹۹۹)، که با به‌کارگیری روش داده‌های تابلویی برآورد شده، به بررسی اثرات باز بودن تجارت بر نابرابری درآمد پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است آزادی تجاری نابرابری را در کشورهایی که از نیروی کار تحصیل کرده‌ی کم‌تری برخوردارند کاهش می‌دهد. در یک جمع‌بندی کلی از مطالعات داخلی و خارجی می‌توان دو مورد زیر را ذکر کرد.

اولاً؛ تمامی مطالعات داخلی و خارجی انجام گرفته، یا به بررسی رابطه‌ی رشد اقتصادی با نابرابری و یا به بررسی رابطه‌ی جهانی شدن با نابرابری پرداخته‌اند، این در حالی است که مطالعه‌ی حاضر به بررسی هر دو موضوع هم زمان با یکدیگر می‌پردازد، از سویی مطالعات قبلی برای بررسی رابطه‌ی غیرخطی رشد اقتصادی و جهانی شدن با نابرابری، از مدل‌های اقتصادسنجی خطی کمک گرفته‌اند که بدین منظور با استفاده از

1. Bergh & Nilsson

۲. لازم به ذکر است که مطالعات داخلی زیادی در این زمینه انجام نگرفته است، البته اکبریان و حقیقی (۱۳۹۰) و صابونچی و رشیدزاده (۱۳۹۳)، نیز به بررسی رابطه جهانی شدن و فقر در اقتصاد ایران پرداخته‌اند، که به علت تفاوت در روش تحقیق مطالعه‌ی حاضر با مطالعات ذکر شده، از آوردن در پیشینه خودداری شده است و فقط مطالعاتی ذکر شده‌اند که از روش داده‌های تابلویی برای گروهی از کشورها استفاده کرده‌اند.

مدل‌های چندجمله‌ای (اکثراً توان دوم) به آزمون منحنی کوزنتس رشد- نابرابری و رابطه‌ی غیرخطی جهانی شدن و نابرابری پرداخته‌اند، همچنین بعضی از مطالعات به منظور بررسی موضوع به تفکیک کشورها به کشورهای با درآمد سرانه‌ی پایین، متوسط و بالا پرداخته‌اند، اما روش اقتصادسنجی مطالعه‌ی حاضر مبتنی بر یک رگرسیون انتقال ملایم پانلی است، به طوری که در این مدل نه نیازی به اضافه کردن توان دوم و سوم متغیرها جهت بررسی رابطه‌ی غیرخطی است و نه نیازی به تقسیم‌بندی کشورهاست. **ثانیاً؛** در مطالعه‌ی حاضر علاوه بر روش‌های اقتصادسنجی نوین، از داده‌هایی استفاده شده است که نتایج را تا حد زیادی معتبر می‌کند، که در این راستا می‌توان به داده‌های ضریب جینی پایگاه استاندارد جهانی نابرابری درآمدی (SWIID^۱) و داده‌های متغیر جهانی شدن مؤسسه KOF اشاره کرد، که در ادامه، جامع و کامل بودن این دو منبع داده (مؤسسه KOF و پایگاه استاندارد جهانی نابرابری درآمدی) در زمینه‌ی شاخص جهانی شدن و نابرابری درآمدی نسبت به سایر پایگاه‌های ارائه دهنده داده، به تفصیل تشریح می‌شود.

۴. معرفی مدل، داده‌ها و روش انجام تحقیق

۱.۴. معرفی مدل

بر اساس مبانی نظری و مطالعات انجام شده در زمینه‌ی نحوه‌ی تأثیر جهانی شدن بر نابرابری درآمد، مدل تجربی که مبین رابطه‌ی جهانی شدن و نابرابری درآمدی با حضور متغیرهای تأثیرگذار بر نابرابری درآمدی است، به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\ln GINI = \alpha_0 + \beta_1 gdp_{per} + \beta_2 Inflation + \beta_3 Ex. ef f + \beta_4 corr + \beta_5 eco + \varepsilon_t \quad (1)$$

مدل بر اساس مطالعه آستریو و همکاران (۲۰۱۴) و برگ و نیلسون (۲۰۱۴) تصریح شده است. در معادله‌ی بالا، GINI، ضریب جینی یا همان شاخص نابرابری درآمدی، gdp_{per}، تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵، تورم و Ex. ef f، متغیری است که از ضرب مخارج دولت به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ در شاخص اثربخشی دولت ایجاد شده است. corr، شاخص کنترل فساد و eco، شاخص جهانی شدن اقتصادی و Ln لگاریتم طبیعی می‌باشد.

1. The Standardized World Income Inequality Database

همچنین در معادله‌ی یک، ابتدا با در نظر گرفتن متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه به‌عنوان متغیر انتقال، به بررسی رابطه‌ی غیرخطی متغیرهای توضیحی و ضریب جینی، در رژیمی که تولید ناخالص داخلی سرانه بالا است (کشورهای با درآمد سرانه بالا) و رژیمی که تولید ناخالص داخلی سرانه متوسط است (کشورهای با درآمد سرانه‌ی متوسط)، پرداخته می‌شود، از سویی دیگر منحنی کوزنتس تولید ناخالص داخلی و نابرابری درآمدی نیز مورد آزمون قرار می‌گیرد، اما چنان‌چه متغیر جهانی شدن به‌عنوان متغیر انتقال در نظر گرفته شود، به بررسی رابطه‌ی غیرخطی متغیرهای توضیحی و نابرابری درآمدی تحت شرایط مختلف پرداخته می‌شود، که این کار براساس مطالعات در ویلو ۲۰۱۳ و برگ و نیلسون ۲۰۱۴، انجام می‌گیرد تا رابطه‌ی منحنی U شکل جهانی شدن اقتصادی و نابرابری درآمدی نیز مورد آزمون قرار گیرد. لازم به ذکر است که با ضرب شاخص اثربخشی دولت (یکی از شاخص‌های حکمرانی خوب) به مخارج دولت، متغیر مخارج دولت زمانی که دولت اثربخش است، ایجاد می‌شود که انتظار می‌رود تأثیر این متغیر منفی باشد.

۲.۴. معرفی متغیرها و داده‌ها

داده‌های مربوط به ۷۱ کشور مختلف جهان از منابع و مؤسسات مختلفی جمع‌آوری شده است. داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، شاخص کنترل فساد، شاخص اثربخشی دولت و مخارج دولت از بانک جهانی استخراج شده‌اند، همچنین شاخص‌های جهانی شدن اعم از اقتصادی، فرهنگی، سیاسی و کل، از مؤسسه اقتصادی جهانی شدن (KOF) به دست آمده‌اند. لازم به ذکر است که یکی از مشکلات اصلی در استفاده از متغیر ضریب جینی، به در دسترس نبودن و تعداد بسیار کم سال‌های محاسبه شده‌ی این متغیر در کشورهای مختلف برمی‌گردد (در سایت بانک جهانی داده‌های این متغیر بسیار کم و پراکنده است). برای حل این مشکل پایگاه جهانی نابرابری درآمد^۱ (WIID) تشکیل شد، که توسط دانشگاه سازمان ملل متحد برای توسعه‌ی تحقیقات اقتصادی^۲ بنا نهاده شده است. دنیگر و اسگوار^۳ (۱۹۹۶)، مجموعه‌ای نسبتاً متقارن و بزرگ از داده‌های جهانی نابرابری درآمدی را تهیه کرده‌اند که دارای ۵۰۰۰ مشاهده از ۱۶۰ کشور مختلف جهان

1. The World Income Inequality Database

2. World Institute for Development Economics Research of the United Nations University

3. Deininger and Squire

است. با این حال، آنها اعتقاد دارند که مشاهدات در درون یک کشور و در طی زمان به سختی قابل مقایسه هستند.

برای حل مشکل غیرقابل مقایسه بودن ضریب جینی، پایگاه داده استاندارد توزیع درآمد^۱ (SIDD) و پایگاه داده استاندارد جهانی نابرابری درآمدی^۲ (SWIID) به ترتیب توسط بابونز و آوارز - ریوادولا^۳ (۲۰۰۷) و توسط سالت^۴ (۲۰۰۸) ایجاد شده‌اند. در این مقاله از داده‌های ایجاد شده توسط سالت (۲۰۰۸) استفاده می‌شود^۵ که گستردگی و دقت بیش‌تری نسبت به سایر پایگاه‌های ارائه دهنده‌ی ضریب جینی دارد (برگ و نیلسون ۲۰۱۰).

لازم به ذکر است که در زمینه‌ی بررسی رابطه‌ی جهانی شدن و نابرابری درآمدی، محققان هر یک به نحوی از داده‌های پایگاه‌های ارائه دهنده‌ی شاخص ضریب جینی استفاده کرده‌اند، اما برگ و نیلسون (۲۰۱۰)، برای اولین بار به منظور بررسی این رابطه از داده‌های ضریب جینی ارائه شده توسط پایگاه استاندارد جهانی نابرابری درآمد استفاده کرده‌اند که نتایج این مطالعه بسیار گسترده و دقیق‌تر از سایر مطالعات است.

۳.۴. روش انجام تحقیق

مدل رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR)، مدل اثرات ثابت با تخمین‌زنده‌های^۶ برون‌زاست. این مدل می‌تواند به دو روش مختلف تفسیر شود: اول اینکه، این مدل می‌تواند به‌عنوان مدل تابلویی ناهمگن خطی که ضرایب در طول زمان و بین مقاطع مختلف، متفاوت هستند در نظر گرفته شود. ناهمگنی در ضرایب رگرسیونی به این صورت قابل توضیح است که این ضرایب، تابع پیوسته و کرانه‌دار از متغیرهای قابل مشاهده که تابع انتقال نامیده می‌شود، می‌باشند و تابع انتقال نیز بین تعداد محدودی از رژیم‌ها (معمولاً دو رژیم حدی) در نوسان است. از آنجایی که متغیر انتقال، نشان دهنده‌ی انتقال در مقاطع و متغیر با زمان است، ضرایب رگرسیونی برای هر کدام از مقاطع در طول زمان در حال تغییر هستند. دوم اینکه، مدل رگرسیونی انتقال ملایم

1. The Standardized Income Distribution Database
2. The Standardized World Income Inequality Database
3. Babones and Alvarez-Rivadulla
4. Solt

۵. داده‌های مربوط به پایگاه استاندارد جهانی نابرابری درآمدی (SWIID) در سایت زیر قابل دسترسی است.
<https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml>

6. Regressors

تابلویی، یک مدل تابلویی همگن غیرخطی در نظر گرفته شود. تفسیر دوم در حقیقت در زمینه مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم تک معادله‌ای (STR)^۱ یا مدل‌های خودرگرسیونی انتقال ملایم تک متغیره (STAR)^۲ معرفی شده به‌وسیله تراسورتا^۳ (۱۹۹۴، ۱۹۹۸) رایج است. گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، معتقدند که تفسیر اول نسبت به تفسیر دوم بهتر و رایج‌تر است. (چیو و همکاران^۴، ۲۰۱۱)

به تبعیت از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) یک مدل PSTR با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_{it} = u_i + A_1 x_{it} + A_2 x_{it} F(T_{it}; \gamma, c) + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (2)$$

که در آن y_{it} متغیر وابسته، x_{it} برداری از متغیرهای برون‌زا، u_i اثرات ثابت مقاطع و u_{it} نیز جزء خطا است که $i. i. d. N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ فرض شده است. تابع انتقال $F(T_{it}; \gamma, c)$ نیز یک تابع پیوسته و کراندار بین صفر و یک است که توسط مقدار متغیر آستانه‌ای تعیین و به‌صورت یک تابع لاجستیکی تصریح می‌شود:

$$F(T_{it}; \gamma, c) = [1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^m (T_{it} - c_j))]^{-1}, \quad \gamma > 0, \quad c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m \quad (3)$$

در این تابع γ پارامتر شیب و بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است و T_{it} متغیر انتقال یا آستانه‌ای می‌باشد که می‌تواند از بین متغیرهای توضیحی، وقفه‌ی متغیر وابسته، یا هر متغیر دیگر خارج از مدل که از نظر مبانی تئوریک در ارتباط با مدل مورد مطالعه بوده و عامل ایجاد رابطه‌ی غیرخطی باشد، انتخاب شود. همچنین $c = (c_1, \dots, c_m)'$ یک بردار m بعدی از پارامترهای حد آستانه‌ای یا مکان‌های وقوع تغییر رژیم است.

لازم به ذکر است که تابع انتقال به‌طور معمول دارای یک ($m=1$) یا دو ($m=2$) حد آستانه‌ای است، به طوری که با فرض $m=1$ ، یک تابع انتقال با دو رژیم حدی وجود دارد، بدین ترتیب که با میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت، مدل PSTR به مدل دو رژیمی آستانه‌ای پانلی (PTR) هانسن (۱۹۹۹) تبدیل می‌شود، به طوری که اگر $T_{it} > c$ باشد، تابع انتقال مقدار عددی یک به خود می‌گیرد و در صورتی که $T_{it} < c$ باشد، تابع انتقال مقدار عددی صفر به خود می‌گیرد و با فرض $m=2$ ، یک تابع انتقال با دو

-
1. Smooth Transition Regression
 2. Smooth Transition Auto Regressive
 3. Terasvirta
 4. Chiou, J., Wu, P., & Huang, B.

رژیم حدی وجود دارد، به طوری که چنانچه پارامتر شیب (γ) به سمت بی‌نهایت میل کند، مدل PSTR تبدیل به یک مدل آستانه‌ای سه رژیمی می‌شود که دو رژیم متناسب با مقادیر بیرونی آن مشابه هم و متفاوت از رژیم با مقادیر میانی آن است. در نهایت، زمانی که پارامتر شیب (γ) به سمت صفر میل کند و با وجود هر تعدادی از m ، مدل PSTR به یک مدل رگرسیونی خطی یا همگن با اثرات ثابت کاهش درجه می‌یابد. با توجه به مطالب عنوان شده، در مدل PSTR، ضرایب تخمینی با توجه به مشاهدات متغیر انتقال و پارامتر شیب به صورت پیوسته میان دو حالت حدی $F = 0$ و $F = 1$ تغییر می‌یابد، که این دو حالت حدی به صورت زیر تصریح می‌شوند: (تاج،^۱ ۲۰۱۵)

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + A_1 x_{it} + u_{it} & F = 0 \\ \mu_i + (A_1 + A_2) x_{it} + u_{it} & F = 1 \end{cases} \quad (۴)$$

چگونگی تصریح مدل PSTR

الف: آزمون خطی بودن

اگرچه آزمون خطی بودن در مدل PSTR می‌تواند با آزمون فرضیه‌ی صفر $H_0: \gamma = 0$ و یا $H_0: A_1 = 0$ انجام شود، اما از آنجایی که مدل PSTR تحت فرضیه‌ی صفر دارای پارامترهای مزاحم نامعین است، آماره‌های آزمون هر دو فرضیه‌ی فوق غیراستاندارد هستند. برای برطرف کردن این مشکل، لوکونن و همکاران^۲ (۱۹۸۸) و تراسورتا (۱۹۹۸)، استفاده از تقریب تیلور تابع انتقال را پیشنهاد کرده‌اند. برای این منظور گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) نیز جایگزینی تابع انتقال با تقریب سری تیلور^۳ آن در پیرامون $\gamma = 0$ و در نتیجه آزمون یک فرضیه‌ی معادل در رگرسیون کمکی^۴ را پیشنهاد کرده‌اند. سری تیلور برای یک مدل PSTR با تعداد n حد آستانه‌ای به صورت زیر تصریح می‌شود: (سله‌تنگ و همکاران^۵، ۲۰۱۳)

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0^* x_{it} + \beta_1^* x_{it} q_{it} + \dots + \beta_m^* x_{it} q_{it}^m + u_{it}^* \quad (۵)$$

1. Thanh
2. Luukkonen et al
3. The Taylor series approximation
4. auxiliary regression
5. Seleteng and et al.

ب: تخمین پارامترها

در تخمین مدل PSTR، اثرات واحدهای مقطعی به وسیله‌ی حذف میانگین‌های انفرادی برطرف می‌شود. سپس با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی (NLS) که معادل تخمین زن حداکثر درست‌نمایی (ML) است، مدل PSTR تخمین زده می‌شود، در حالی که حذف اثرات ثابت در مدل داده‌های تابلویی خطی تحولی استاندارد است، این عمل در مدل PSTR نیازمند دقت بیش‌تری است. (کنگ^۱، ۲۰۱۱)

ج: ارزیابی مدل PSTR

ارزیابی مدل PSTR بخش اصلی در ساختار مدل است. بدین منظور در این قسمت آزمون نبود رابطه‌ی غیرخطی باقیمانده که به‌وسیله‌ی ایترهیم و تراسورتا^۲ (۱۹۹۶) برای مدل‌های STAR تک متغیره کاربرد داشته و مناسب برای چارچوب تابلویی حاضر است، انجام می‌گیرد. به پیروی از بالتاجی و لی^۳ (۱۹۹۵) با استفاده از آزمون نبود رابطه‌ی غیرخطی در باقیمانده‌ها، تعداد رژیم‌ها در مدل PSTR تعیین می‌شود.

در حقیقت، هدف از آزمون نبود رابطه‌ی غیرخطی در باقیمانده‌ها دو مورد^۴ است. این آزمون، با اینکه آزمونی با تصریح نامناسب است، اما ابزار مفیدی برای تعیین تعداد انتقالات در مدل می‌باشد. بدین منظور مراحل کار به‌صورت زیر است:

۱- تخمین یک مدل خطی یا همگن و آزمون خطی بودن در سطح معنی‌داری از پیش تعیین شده

۲- تخمین یک مدل PSTR دو رژیمی در صورت رد فرضیه‌ی صفر خطی بودن

۳- آزمون فرضیه نبود رابطه‌ی غیرخطی در باقیمانده‌های این مدل. در صورت رد این فرضیه، تخمین یک مدل PSTR با دو تابع انتقال

۴- ادامه دادن این کار تا زمانی که اولین فرضیه‌ی صفر نبود رابطه‌ی غیرخطی در باقیمانده‌ها رد نشود (جود^۵، ۲۰۱۰).

1. Geng
2. Eitrheim & Terasvirta
3. Baltagi & Li

۴. مورد اول مربوط به آزمون وجود رابطه‌ی غیرخطی بین متغیرهای تحقیق و مورد دوم مربوط به تعیین تعداد رژیم‌ها است.

5. Jude.

۵. برآورد مدل تجربی و یافته‌های تحقیق

۱.۵. ویژگی داده‌ها: مانایی^۱

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه‌ی واحد پانلی لوین، لین و همکاران

متغیر	عرض از مبدا و با روند	عرض از مبدا و بدون روند
Lgini	۲۰/۵۰*	۱۹/۱۲*
gdpper	۱۴/۱۲*	۴/۶۲*
inflation	۲۶/۴۸*	۳۲/۹۹*
Eco	۲۸/۵۸*	۲۳/۱۰*
Corr	۱۱/۲۳*	۵/۱۱*
EX.eff	۱۳/۴۴*	۵/۴۵*

***، **، * : به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، ۱۰ درصد است.

ماخذ: نتایج تحقیق

با توجه به این که تمامی متغیرهای مورد تحقیق در سطح (۱ درصد) مانا هستند، بنابراین در تخمین مدل تحقیق مشکل رگرسیون کاذب وجود ندارد و شرایط اولیه‌ی تخمین مدل تحقیق برقرار است که در ادامه، نحوه‌ی تصریح غیرخطی مدل و نتایج تحقیق بیان می‌شود.

۲.۵. تصریح مدل Pstar

به منظور بررسی رابطه‌ی میان جهانی شدن و نابرابری درآمدی، مدل PSTR دو رژیم‌ی با یک تابع انتقال به صورت زیر تصریح می‌شود^۲:

$$\begin{aligned} \lgini_{it} = & \mu_i + \alpha_0 \text{gdpper}_{it} + \beta_0 \text{Eco}_{it} + \delta_0 \text{Inflation}_{it} + \theta_0 \text{Corr}_{it} + \\ & \rho_0 \text{EX.eff}_{it} + \alpha_1 \text{gdpper}_{it} + \beta_1 \text{Eco}_{it} + \delta_1 \text{Inflation}_{it} + \theta_1 \text{Corr}_{it} + \\ & \rho_1 \text{EX.eff}_{it}(q_{it}; \gamma, c) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (۶)$$

1. Stationary

۲. در ادامه نشان داده خواهد شد که مدل دو رژیم‌ی برای تصریح رابطه‌ی غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه کفایت می‌کند.

۳.۵. نتایج حاصل از تخمین مدل انتقال ملایم پانلی^۱

چنانچه قبلاً نیز عنوان شد؛ قبل از تخمین مدل انتقال ملایم پانلی، بایستی رابطه‌ی غیرخطی، تعداد رژیم و تعداد آستانه‌ی مدل تعیین شود، که نتایج رابطه‌ی غیرخطی بین متغیرهای تحقیق در جدول ۲ و ۳، گزارش شده است.

جدول ۲. آزمون‌های خطی بودن و نبود رابطه‌ی غیرخطی در باقیمانده‌های مدل (زمانی که متغیر انتقال تولید ناخالص داخلی است)

آزمون	مدل ۱					
	M=2			M=1		
	LM _w	LM _f	LR	LM _w	LM _f	LR
H ₀ =r=0 H ₁ =r=1	۴۰/۵*	۹/۲۳*	۳۸/۰*	۴۴/۰۲*	۸/۰۳*	۴۸/۲۰*
H ₀ =r=1 H ₁ =r=2	۹/۹	۱/۰	۷/۲	۹/۱۱	۲/۱۲	۶/۰۳

جدول ۳. آزمون‌های خطی بودن و نبود رابطه‌ی غیرخطی در باقیمانده‌های مدل (زمانی که متغیر انتقال جهانی شدن است)

آزمون	مدل ۲					
	M=2			M=1		
	LM _w	LM _f	LR	LM _w	LM _f	LR
H ₀ =r=0 H ₁ =r=1	۱۴/۶*	۳/۷*	۱۲/۹*	۱۴/۵**	۴/۷**	۱۵/۱*
H ₀ =r=1 H ₁ =r=2	۷/۱	۰/۹	۴/۰۰	۸/۱۶	۱/۴۴	۷/۱۱

توجه: m بیانگر تعداد مکان‌های آستانه‌ای و r بیانگر تعداد توابع انتقال می‌باشند. مقادیر احتمال مربوط به هر آماره‌ی داخل پرانتز گزارش شده است

***؛ **؛ * : به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، ۱۰ درصد است

مأخذ: نتایج تحقیق (خروجی نرم‌افزار Matlab)

۱. به منظور تخمین مدل رگرسیون انتقال ملایم از کد ارائه شده توسط گنزالز و همکاران ۲۰۰۴، در نرم‌افزار مطلب (MATLAB 2010) استفاده شده است. همچنین آماره‌ی آزمون F لیمر (۲۲۵) و آزمون هاسمن (۱۵/۰۶) نشان دهنده‌ی این است که اولاً جهت تخمین مدل، مدل پانلی نسبت به مدل داده‌های تلفیقی مناسب‌تر است، همچنین مدل اثرات ثابت نسبت به مدل اثرات تصادفی ترجیح داده می‌شود.

نتایج جدول ۲ و ۳، نشان می‌دهد که فرضیه‌ی صفر مبنی بر کفایت در نظر گرفتن یک تابع انتقال در هر دو حالت وجود یک و دو حد آستانه‌ای برای مدل رد نشده است.

پس از اینکه وجود رابطه‌ی غیرخطی بین متغیرهای تحقیق رد نشده و همچنین پس از اینکه کفایت حداکثر یک تابع انتقال جهت بررسی رفتار غیرخطی متغیرها مشخص شده است، حال نوبت تعیین حداکثر حد آستانه‌ای می‌رسد که نتایج جدول ۴، براساس هر سه معیار نشان می‌دهد که در مدل (در هر دو حالت^۱)، یک حد آستانه‌ای برای بررسی رفتار غیرخطی متغیرها کافی است.

جدول ۴. تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای در یک تابع انتقال

آزمون	متغیر انتقال جهانی شدن اقتصادی			متغیر انتقال تولید ناخالص داخلی		
	مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار شوارتز	معیار آکائیک	مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار شوارتز	معیار آکائیک
M=1	۰/۶۵۵	-۶/۷۷	-۶/۷۹	۰/۷۴۵	-۶/۹۸	-۶/۷۷
M=2	۰/۹۹۹	-۶/۳۲	-۴/۴۵	۰/۷۱۱	-۶/۱۴	-۴/۹۹

پس از اینکه رابطه‌ی غیرخطی بین متغیرهای مدل رد نشد و از سویی تعداد یک تابع انتقال و حداکثر یک حد آستانه‌ای به منظور بررسی نوع این رابطه‌ی غیرخطی مشخص شده است، بنابراین مدل تحقیق برای هر دو حالت با یک تابع انتقال و حداکثر یک حد آستانه‌ای برآورد شده است که نتایج تخمین مدل تحقیق در جدول ۵ و ۶ آمده است.

با توجه به نتایج جدول ۵، حد آستانه‌ای (c) برای تولید ناخالص داخلی سرانه‌ی معادل ۴۱۵۸ دلار تعیین شده است، به طوری که رژیم صفر نماینده حالتی است که تولید ناخالص داخلی سرانه‌ی کم‌تر از ۴۱۵۸ دلار است، همچنین رژیم یک حالتی را نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی سرانه‌ی بیش‌تر از ۴۱۵۸ دلار می‌باشد^۲. از سویی

۱. حالت اول زمانی است که تولید ناخالص داخلی سرانه‌ی متغیر انتقال است و حالت دوم مبین حالتی است که جهانی شدن متغیر انتقال است.

۲. لازم به ذکر است که سایر مطالعات با تقسیم بندی کشورها به کشورهای با درآمد سرانه‌ی متوسط و بالا به بررسی رابطه بین متغیرها پرداخته‌اند، اما مزیت اصلی این مدل نسبت به سایر مدل‌ها، به تعیین مقدار حد آستانه‌ای تولید ناخالص داخلی سرانه به صورت درون‌زا برمی‌گردد.

پارامتر شیب که مبین سرعت انتقال از رژیم یک به رژیم دو است، معادل ۳/۲۷ می‌باشد.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل زمانی که متغیر انتقال تولید ناخالص داخلی سرانه (gdpper) است

ضرایب Eco		ضرایب gdpper		ضرایب Inflation	
α_0	۰/۰۰۲۸ (۴/۶۹)	β_0	(-۳/۰۰) ۰/۰۲۰۰	δ_0	۰/۰۱۱۹ (۲/۷۸)
α_1	-۰/۰۰۱۴ (-۱/۹۶)	β_1	(۳/۰۸) -۰/۰۴۳۷	δ_1	(-۲/۶۳) -۰/۰۰۱۴
ضرایب Corr		ضرایب Ex. eff			
θ_0	-۰/۰۱۳۹ (-۳/۲۲)	ρ_0	-۰/۰۰۱۰ (-۲/۰۱)		
θ_1	۰/۰۰۵۸ (۳/۱۸)	ρ_1	(-۲/۲۸) -۰/۰۰۱۳		
رژیم حدی اول: $G(q_{it}; \gamma, c) = 0$					
$\ln gin_{it} = \mu_i + 0/0028 Eco_{it} + 0/0200 gdpper_{it} + 0/0119 inflation_{it}$ $- 0/0139 Corr_{it} - 0/0010 EX. eff_{it}$					
رژیم حدی دوم: $G(q_{it}; \gamma, c) = 1$					
$\ln gin_{it} = \mu_i + 0/0006 Eco_{it} - 0/0237 gdpper_{it} + 0/0105 inflation_{it}$ $- 0/0081 Corr_{it} - 0/0023 EX. eff_{it}$					
$\gamma = 3/27$ $c = 4158$					

همچنین جهانی شدن در هر دو رژیم منجر به افزایش نابرابری می‌شود، به طوری که مقدار عددی ضریب این متغیر در رژیم اول و دوم به ترتیب ۰/۰۰۲۸ و ۰/۰۰۰۶ است، بنابراین تأثیر جهانی شدن بر نابرابری درآمدی با حرکت از رژیمی که مقدار تولید ناخالص داخلی سرانه‌ی پایین است به رژیمی که تولید ناخالص داخلی سرانه‌ی بالا دارد، کاهش می‌یابد. به عبارتی جهانی شدن در کشورهای با درآمد سرانه‌ی متوسط نسبت به کشورهای با درآمد سرانه‌ی بالا، نابرابری درآمدی را بیش‌تر افزایش می‌دهد، اما یکی از فرضیه‌های اساسی و مهم این مطالعه به وجود یا نبود منحنی کوزنتس رشد و نابرابری برمی‌گردد، که با توجه به نتایج حاصل، چنانچه تولید ناخالص داخلی سرانه در حد پایینی باشد (رژیم یک)، تولید ناخالص داخلی سرانه‌ی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی دارد، اما چنانچه تولید ناخالص داخلی سرانه در حد بالایی قرار گیرد (رژیم دو)، تولید ناخالص داخلی سرانه‌ی تأثیر منفی و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی می‌گذارد، بنابراین در مراحل اولیه‌ی رشد و توسعه، نابرابری افزایش

می‌یابد اما پس از حد آستانه‌ای و افزایش رشد و رسیدن به مراحل توسعه یافتگی، نابرابری درآمدی کاهش پیدا می‌کند. (بنابراین فرضیه‌ی وجود منحنی کوزنتس رشد و نابرابری، رد شدنی نیست)

جدول ۶. نتایج تخمین مدل شماره‌ی دو، متغیر انتقال جهانی شدن اقتصادی Eco

ضرایب Eco		ضرایب gdpper		ضرایب Inflation	
α_0	-۰/۰۴۲ (-۳/۹۶)	β_0	(-۳/۲۳) -۰/۴۵۵۲	δ_0	۰/۰۲۱۸ (۲/۲۲)
α_1	۰/۱۱۴۶ (۲/۲۳)	β_1	۰/۱۰۲۳ (۲/۰۵)	δ_1	۰/۰۰۱۴ (۲/۳۲)
ضرایب Corr		ضرایب Ex. ef f			
θ_0	-۰/۰۱۹ (-۳/۰۰)	ρ_0	-۰/۰۱۸۵ (-۴/۹۸)		
θ_1	(-۲/۱۴) -۰/۰۰۹۲	ρ_1	۰/۰۰۱۹ (۳/۶۷)		
رژیم حدی اول: $G(q_{it}; \gamma, c) = 0$					
$\ln g_{it} = \mu_i - 0/042 Ec q_{it} - 0/4552 gdpper_{it} + 0/0218 \ln latio_{it}$ $- 0/019 Corr_{it} - 0/0185 EX. ef f_{it}$					
رژیم حدی دوم: $G(q_{it}; \gamma, c) = 1$					
$\ln g_{it} = \mu_i + 0/0726 Ec q_{it} - 0/3529 gdpper_{it} + 0/0232 \ln latio_{it}$ $- 0/0282 Corr_{it} - 0/016 EX. ef f_{it}$					
$\gamma = 5/92$ $c = 83/86$					

با توجه به نتایج جدول ۶، حد آستانه‌ای (c) برای شاخص جهانی شدن معادل ۸۳/۸۶ تعیین شده است، به طوری که رژیم صفر نماینده حالتی است که جهانی شدن اقتصادی کم‌تر از مقدار عددی ۸۳/۸۶ است و رژیم یک حالتی را نشان می‌دهد که جهانی شدن اقتصادی شدید است و مقدار عددی این شاخص بزرگ‌تر از ۸۳/۸۶ می‌باشد. لازم به ذکر است که هدف اصلی در این تحقیق بررسی رابطه‌ی منحنی U شکل بین جهانی شدن و نابرابری می‌باشد که این کار براساس مطالعه در ویلو (۲۰۱۳) و برگ و نیلسون (۲۰۱۴) انجام می‌گیرد. قابل ذکر است که مطالعات ذکر شده با استفاده از توان دوم جهانی شدن به بررسی این نوع رابطه پرداخته‌اند، اما مطالعه‌ی حاضر مقدار حد آستانه‌ای جهانی شدن را به صورت درون‌زا استخراج کرده است، همچنین تأثیر سایر متغیرها را نیز تحت شرایط جهانی شدن شدید و پایین بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که جهانی شدن اقتصادی تأثیر منفی و مثبت به ترتیب در رژیم یک و دو دارد،

به عبارتی جهانی شدن منجر به کاهش نابرابری درآمدی می‌شود، زمانی که جهانی شدن در مراحل اولیه خود قرار دارد (برای کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته)، اما با افزایش جهانی شدن و گذشت از حد آستانه‌ای ۸۳/۸۶، منجر به افزایش نابرابری می‌شود، در حقیقت فرضیه‌ی وجود منحنی U شکل جهانی شدن و نابرابری قابل رد نیست. از سویی تولید ناخالص داخلی سرانه، تأثیر منفی بر نابرابری درآمدی دارد، به طوری که تولید ناخالص داخلی سرانه در رژیم یک (جهانی شدن پایین) نسبت به رژیم دو (جهانی شدن بالا) نابرابری درآمدی را بیش‌تر تحت تأثیر قرار می‌دهد.

۶. نتیجه‌گیری

نتایج تخمین مدل‌های مورد تحقیق با استفاده از شاخص جهانی شدن KOF برای ۷۱ کشور مختلف جهان (کشورهای با درآمد سرانه‌ی متوسط و بالا) با استفاده از مدل انتقال ملایم پانلی نشان داده است که چنانچه متغیر انتقال تولید ناخالص داخلی سرانه در نظر گرفته شود (به منظور بررسی منحنی کوزنتس رشد - نابرابری درآمدی)، فرضیه‌ی منحنی کوزنتس رشد - نابرابری درآمدی قابل رد نیست، به طوری که با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، ابتدا نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد که در حقیقت نشان می‌دهد در مراحل اولیه رشد، نابرابری افزایش می‌یابد، اما وقتی تولید ناخالص داخلی سرانه از حد آستانه‌ای خود تجاوز کند (۴۱۵۸ دلار)، نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد که بیانگر حالتی است که با افزایش رشد و رسیدن به مرحله‌ی توسعه یافتگی نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد. از سویی دیگر با تصریح مدل تحقیق و در نظر گرفتن جهانی شدن به عنوان متغیر انتقال، مشخص شد که رابطه‌ی منحنی U شکل جهانی شدن و نابرابری درآمدی قابل رد نیست، به طوری که جهانی شدن در مراحل اولیه خود نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد، اما پس از گذشت حد آستانه‌ای و شدیدتر شدن جهانی شدن، افزایش نابرابری نتیجه‌ی طبیعی این وضعیت است.

همچنین در هر دو مدل تخمینی، تورم، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی دارد، که مطابق با انتظار است، زیرا افزایش تورم، به ضرر افراد کم درآمد و به نفع صاحبان سرمایه است، زیرا در حالت افزایش تورم، درآمدها و دستمزدهای واقعی کاهش می‌یابد و سرمایه‌های منقول (ماشین‌آلات، ارز، سکه، طلا، اوراق بهادار ...) و غیرمنقول (زمین و ساختمان) که صاحبان اصلی‌شان افراد ثروتمند جامعه است، با افزایش قیمت مواجه می‌شوند، که در این حالت به طور طبیعی افراد کم‌درآمد بیش‌ترین ضرر را می‌بینند که این نیز به نوبه خود نابرابری را در جامعه افزایش می‌دهد. همچنین شاخص کنترل فساد در هر دو مدل تأثیر منفی معنی‌داری بر نابرابری درآمدی

دارد، زیرا با افزایش کنترل فساد اداری و اقتصادی جامعه، پارتی‌بازی، استفاده از قدرت به نفع شخصی، رشوه‌خواری، رانت‌خواری، پول‌شویی و اختلاس در جامعه کاهش می‌یابد که نتیجه‌ی این حالت نیز بهبود کارکرد سیستم اقتصادی و توزیع درآمد در جامعه خواهد بود، لازم به یادآوری از آنجاکه نحوه‌ی تأثیر مخارج دولت تا حد زیادی به بحث حکمرانی خوب نیز بستگی دارد، و افزایش مخارج دولت نمی‌تواند تضمین‌کننده‌ی کاهش نابرابری در جامعه باشد، زیرا چنان‌چه در یک دولت حاکمیت قانون، ثبات سیاسی، اثربخشی دولت، کنترل فساد، حق اظهارنظر (به عنوان شاخص‌های مهم حکمرانی خوب) و ... در سطح قابل قبولی نباشد، به‌طور حتم این افزایش مخارج، در جهت افزایش رفاه مردم و کاهش نابرابری در جامعه خرج نخواهد شد و گروه‌های خاص بیش‌ترین نفع را نسبت به آحاد مردم خواهند برد، از سویی برای تأمین مالی این افزایش مخارج به‌طور حتم دولت دست به افزایش مالیات خواهد زد که این نیز به نوبه‌ی خود بیش‌ترین فشار را بر گروه‌های کم درآمد جامعه تحمیل خواهد کرد که این نیز افزایش نابرابری در جامعه را در پی خواهد داشت. نتایج مطالعه نیز نشان می‌دهد که مخارج دولت زمانی نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد که دولت یک دولت کارا و اثربخشی باشد. توصیه‌ی سیاستی تحقیق حاضر این است که برای کاهش اثرات مضر جهانی شدن باید سیاست‌های مکمل دیگری مانند پرداخت‌های انتقالی در سطح یک کشور و در سطح جهانی بین کشورها اتخاذ شود که مخالفت گروه‌های مخالف جهانی سازی به حداقل برسد و منافع بین گروه‌های مختلف تقسیم گردد. البته این سیاست از قبل در سطح اتحادیه‌ی اروپا مانند پرداخت‌های انتقالی کشورهای ثروتمند اتحادیه مانند آلمان و فرانسه به کشورهای فقیر اتحادیه مانند پرتغال و اسپانیا و یونان در حال اجرا می‌باشد.

منابع

۱. اکبریان، رضا و زارع حقیقی، نغمه (۱۳۹۰). بررسی تأثیر باز بودن اقتصاد و رشد اقتصادی بر فقر: موردی ایران. فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، ۸، ۲، ۵۰-۲۵.
۲. حسن زاده، علی و فوز مسلمیان، مسعود (۱۳۸۶). ارزیابی آثار جهانی شدن بر فقر مطالعه موردی کشورهای در حال توسعه، پژوهش‌های اقتصادی، ۱۰، ۱، ۲۵۴-۲۲۳.
۳. حسن‌زاده، علی (۱۳۸۷). سیاست‌های مناسب به منظور جلوگیری از گسترش فقر در رابطه با عضویت در سازمان تجارت جهانی، طرح پژوهشی دبیر خانه مجمع

- تشخیص مصلحت نظام، کمیسیون اقتصاد کلان، بازرگانی و اداری کمیته‌ی اقتصاد و تلفیق
۴. صابونچی، محمد حسین و رشید زاده، علی (۱۳۹۳). *اثر جهانی شدن و سرمایه‌گذاری خارجی بر روی توزیع درآمد در ایران*، مجله‌ی اقتصادی، ۱ و ۲، ۱۱۷-۱۳۴.
۵. طیبی، کمیل و ملکی، بهاره (۱۳۹۰). *اثر باز بودن تجارت بر نابرابری درآمدی: مورد ایران و شرکای تجاری*، فصلنامه‌ی علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه‌ی اقتصادی، ۱، ۴، ۳۶-۱۱.
۶. نجارزاده، رضا و مهدوی راسخ، الهام (۱۳۸۹). *بررسی تأثیر جهانی شدن بر توزیع درآمد بر کشورهای عضو گروه دی هشت*، فصلنامه‌ی پژوهش‌نامه‌ی بازرگانی، ۵۴، ۷۸-۱۰۹.
7. Adamkiewicz-Drwillo, H. G. (2013). *Globalisation and World Economic Poverty: the Significance of Hidden Dimensions*. QUANTITATIVE METHODS IN ECONOMICS. XIV, 1, 7 – 14.
 8. Age'nor, P. R. (2002). *Does globalization hurt the poor?*, Washington, DC: World Bank, September. Mimeo.
 9. Asteriou, D., Dimelis, S., & Moudatsou, A. (2014). *Globalization and income inequality: A panel data econometric approach for the EU27 countries*, Economic modelling, 36, 592-599.
 10. Bergh, A., & Nilsson, T. (2010). *Do liberalization and globalization increase income inequality?*, European Journal of Political Economy, 26(4), 488-505.
 11. Bergh, A., & Nilsson, T. (2014). *Is globalization reducing absolute poverty?*, World Development, 62, 42-61.
 12. Chiou, J., Wu, P., & Huang, B. (2011). *How Derivatives Trading Among Banks Impacts SME Lending*. Interdisciplinary Journal of Research in Business, 1(4), 1-11.
 13. Chiquiar, D. (2008). *Globalization, regional wage differentials and the Stolper-Samuelson theorem: evidence from Mexico*, Journal of International Economics, 74(1), 70-93.
 14. Cline, W. R. (2004). *Trade policy and global poverty*, Washington, DC: Center for Global Development Institute for International Economics.
 15. Culpeper, R. (2002). *Approaches to globalization and inequality within the international system*, Paper prepared for UNRISD project on

- improving knowledge on social development in international organization, September.
16. Dreher, A. (2006). *Does Globalization Affect Growth? Evidence From A New Index of Globalization*, Applied Economics 38 (10), 1091–1110.
 17. Dreher, Axel, and Noel Gaston.(2008). *Has Globalization Increased Inequality?*, Review of International Economics 16, 3, 516-536.
 18. Easterly, W. (2004). *Channels from globalization to inequality: Productivity world vs factor world*, Paper presented at the Brookings Trade Forum, on Globalization, Poverty and Inequality, 13–14 May. Washington, DC.
 19. Ezcurra, R., & Rodríguez-Pose, A. (2013). *Does economic globalization affect regional inequality? A cross-country analysis*, World Development, 52, 92-103.
 20. Faustino, H., & Vali, C. (2011). *The Effects of Globalisation on OECD Income Inequality: A static and dynamic analysis*, DE working papers; 12/2011/DE.
 21. Frankel, J., & Romer, D. (1999). *Does trade cause growth?*, American Economic Review, 89(3), 379–399.
 22. Geng, N. (2011). *The dynamics of market structure and firm-level adjustment to India's pro-market economic liberalizing reforms, 1988–2006: A Time Varying Panel Smooth Transition Regression (TV-PSTR) approach*, International Review of Economics & Finance, 20(4), 506-519.
 23. Gonzalez, A., Terasvirta, T., Van Dijk, D. (2005). *Panel smooth transition regression models*, SEE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, 604, 1-33.
 24. Graham, C. (2004). *Globalization and poverty, inequality, and vulnerability: Some insights from the economics of happiness*, Paper presented at the UNU-WIDER project meeting on the impact of globalization on the world's poor, 29–30 October. Helsinki: UNU-WIDER.
 25. Jude, E. C. (2010). *Financial development and growth: a panel smooth regression approach*, Journal of Economic Development, 35(1), 15.
 26. Kose, M. A., Prasad, E. S., & Terrones, M. E. (2004). *How do trade and financial integration affect the relationship between growth and volatility?*, Washington, DC: IMF, Mimeo.
 27. Meschi, E., & Vivarelli, M. (2009). *Trade and income inequality in developing countries*, World Development, 37(2), 287-302.
 28. Nielson, F., Alderson, A., Beckfield, J. (2005). *Exactly how much has income inequality changed? Patterns of distributional change in core societies*, Luxembourg Income Study Working Paper Series, No. 422.

29. Nissanke, M., & Thorbecke, E. (2006). *Channels and policy debate in the globalization–inequality–poverty nexus*, World development, 34, 8, 1338-1360.
30. Rao, B. B., & Vadlamannati, K. C. (2011). *Globalization and growth in the low income African countries with the extreme bounds analysis*, Economic Modelling, 28(3), 795-805.
31. Rodrik, D. (1997). *Has globalization gone too far?*, Washington, DC: Institute for International Economics.
32. Rogoff, K. (2003). *Globalization and global disinflation*, Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, Fourth Quarter, 45–79.
33. Seleteng, M., Bittencourt, M., & Van Eyden, R. (2013). *Non-linearities in inflation–growth nexus in the SADC region: A panel smooth transition regression approach*, Economic Modelling, 30, 149-156.
34. Sindzingre, A. (2005). *Explaining threshold effects on globalization on poverty: An institutional perspective*, WIDER Research Paper 2005/53. Helsinki: UNU-WIDER.
35. Subast, T. (2003). *What Does the Hechscher-Ohlin Model Contribute to International Trade Theory? A Critical assessment*, Review of radical political Economics, 35(2), 148- 65.
36. Thanh, S. D. (2015). *Threshold effects of inflation on growth in the ASEAN-5 countries: A Panel Smooth Transition Regression approach*, Journal of Economics Finance and Administrative Science, 20, 41-48.
37. Thorbecke, E., & Charumilind, C. (2002). *Economic inequality and its socioeconomic impact*, World Development, 30(9), 1477–1495.