



ارائه شده توسط:

سایت ترجمه فا

مرجع جدیدترین مقالات ترجمه شده

از نشریات معتبر

نابرابری و رشد: شواهد غیرخطی از پنل داده‌های ناهمگون

۱- مقدمه

بیش از یک قرن است که نابرابری درآمدی به یک نگرانی اصلی در توسعه و رفاه اقتصادی تبدیل شده است. کوزنت (۱۹۵۵) یک فرضیه کارآمد را نشان می‌دهد که در آن نابرابری درآمدی باید شکل معکوس U را همراه با فرآیند توسعه دنبال کند. از آن زمان، ارزیابی ارتباط میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمد برای مدتی طولانی موضوعی فعال بوده است. با این حال، اثرات نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی هنوز هم بحث‌برانگیز است و به تعهد تجربی نظری نیاز دارد (آقیون و دیگران (۱۹۹۹)، بنابو (۱۹۹۶) ب، بارو (۲۰۰۰)).

ابتدا، کونتس (۱۹۵۵) و کالدور (۱۹۵۷) استدلال می‌کنند که یک رابطه جایگزینی میان کاهش نابرابری درآمدی و افزایش رشد اقتصادی وجود دارد. میزان پس‌اندازهای فردی با سطح درآمد افزایش می‌یابد. توزیع مجدد منابع از ثروتمندان به فقرا موجب کاهش میزان جمع‌آوری پس‌اندازها در اقتصاد می‌شود. در این مورد، یک سطح بالاتر نابرابری اقتصادی رشد اقتصادی را حداقل در معنای سنتی افزایش می‌دهد. در مطالعات اخیر، ساین-پائول و وردیر (۱۹۹۳)، بنابو (۱۹۹۶) الف) و گالور و تسیدون (۱۹۹۷) الف، ۱۹۹۷) ب) دریافتند که نابرابری درآمد رشد اقتصادی را از طریق تقویت سرمایه انسانی و بیرونی افزایش خواهد داد.

برخلاف این استدلال که از اثرات مثبت نابرابری درآمد حمایت می‌کند، آلسینا و رودریک (۱۹۹۴) و پرسون و تابلینی (۱۹۹۴) استدلال می‌کنند که نابرابری درآمدی می‌تواند توزیع مجدد را از طریق انتخابات تشویق کند، که در آن سیاست توزیع مجدد می‌تواند با کاهش انگیزه‌های سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی را محدود کند.

این دو استدلال در بسیاری از مطالعات پیشین به صورتی رسمی آزمایش شده‌اند، اما این نتایج تا حدودی متناقض هستند. در اوایل دهه ۱۹۹۰، ارتباط منفی میان نابرابری درآمد و رشد اقتصادی در آثار آلسینا و رودریک (۱۹۹۴) و پرسون و تابلینی (۱۹۹۴) اثبات شده است، که پیش از مجموعه داده‌های مهم دنینگر و اسکوییر (۱۹۹۶، ۱۹۹۸) بود.

مجموعه داده‌های آنها برای هر کشور ساختاری پنلی با چند مقیاس متوالی در ارتباط به نابرابری درآمد دارند. محققان می‌توانند با استفاده از مجموعه داده‌های پنل بر برخی از اشتباهات مختص به کشور و خطاهای اندازه‌گیری غلبه کنند. برای مثال، فوربس (۲۰۰۰) از برآورد اثرات ثابت استفاده می‌کند و یافته‌هایی جالب را ارائه می‌کند؛ در یک دوره کوتاه و متوسط، افزایش سطح نابرابری درآمد در یک کشور ارتباطی مثبت و مهمی را در نرخ رشد اقتصادی بعدی نشان می‌دهد. در مقابل، بارو (۲۰۰۰) از برآوردگر کمترین مجذورات سه مرحله‌ای (3SLS) استفاده می‌کند که خطاهای مختص به کشور را به عنوان یک متغیر تصادفی درمان می‌کند. این نتایج هیچ ارتباطی را میان نابرابری درآمد و رشد اقتصادی نشان نداد. با این حال، وی نمونه خود به کشورهای فقیر و غنی تقسیم کرد و در کشورهای فقیر ارتباطی منفی را میان نابرابری درآمد و رشد اقتصادی یافت، اما در نمونه کشورهای غنی این ارتباط مثبت بود.

بانرجی و دوفلو (۲۰۰۳) استدلال می‌کنند که عدم هماهنگی در نتایج به خاطر این حقیقت است که مطالعات تجربی یک مدل خطی را برآورد می‌کند، درحالی‌که ارتباط واقعی خطی نیست؛ نرخ رشد تابع شکل معکوس U از تغییرات خالص نابرابری درآمد است. آنها همچنین نشان می‌دهند که این غیرخطی بودن چگونه می‌تواند یافته‌های مختلف را در مطالعات پیشین توضیح دهد. با توجه به ارتباط غیرخطی میان نابرابری درآمد و رشد اقتصاد، لین و دیگران (۲۰۰۹) روش آستانه متغیرهای ابزاری کانر و هانسن (۲۰۰۴) را به کار می‌گیرند، و نشان می‌دهند که اثرات نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی منفی هستند و همچنان به طور معنی‌داری کمتر از حد آستانه توسعه است. بالاتر از آستانه، اثرات نابرابری درآمد بسیار مثبت می‌شود.

این مقاله با استفاده از مدل رگرسیون انتقال آرام پنل (PSTR) اثرات غیرخطی نابرابری درآمد را بر رشد اقتصادی بررسی می‌کند. مطالعه ما با مطالعه لین و دیگران (۲۰۰۹) در این تطابق دارد که ما آستانه داخلی را در ارتباط رشد اقتصادی-نابرابری درآمد برآورد می‌کنیم. برخلاف لین و دیگران (۲۰۰۹)، مانند فوربس (۲۰۰۰) مسئله داخلی بالقوه را با به کارگیری ساختار پنل داده‌ها به جای ساختار داده‌های مقطعی و استفاده از متغیرهای توضیحی کنترل می‌کنیم. یکی دیگر از مشخص‌های متمایزکننده کاربرد پایگاه داده‌های استاندارد نابرابری درآمد جهانی (SWIID)

است. با استفاده از الگوریتم داده‌های گم‌شده، SWIID بر محدودیت‌های موجود در مجموعه داده‌های نابرابری درآمد غلبه می‌کند، بنابراین در طول زمان پوشش بیشتری بر کشورها فراهم می‌کند. سپس در نمونه خود از ضرایب محاسبه‌شده جینی برای ۷۷ کشور برای دوره ۱۹۸۰-۲۰۰۷ استفاده می‌کنیم.

نتایج ما نشان می‌دهند درحالی‌که نابرابری درآمد مانع رشد اقتصادی در اکثر کشورها می‌شود، رشد اقتصادی را تنها در کشوری تسریع می‌دهد که در آن سطح نابرابری درآمد بسیار پایین است. نکتهٔ بالا که برآورد می‌شود ضرایب متغیر از مثبت به منفی برود، شاخص جینی ۲۴/۵ است. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهند که اثرات منفی نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه شدیدتر است، کشورهایی که نابرابری آن نسبتاً بالاتر است.

مابقی مقاله به این صورت ساختار بندی شده است. بخش ۲ مدل PSTR را معرفی می‌کند. بخش ۳ داده‌های به‌کاررفته در این مطالعه را توصیف می‌کند، و نتایجی تجربی را از مدل PSTR ارائه می‌کند. بخش ۴ نتایج مدل غیرخطی را نتایج مدل خطی تکمیل می‌کند، متغیرهای توضیحی اضافی، مسئله احتمالی درونی و آزمون علیت گرانجر را در نظر می‌گیرد. بخش ۵ به نتیجه‌گیری می‌پردازد.

۲. مدل رگرسیون انتقال آرام پنل

ما از مدل PSTR با اثرات ثابت استفاده می‌کنیم، که این مدل ابتدا توسط گنزالس و دیگران (۲۰۰۵) توسعه یافت. مدل PSTR تعمیم مدل رگرسیون آستانه پنل (PTR) است که توسط هانسن (۱۹۹۹) معرفی شده است. این مدل به ضرایب رگرسیون اجازه می‌دهد تا به آرامی میان دو روش حرکت کنند. برای کنترل مسائل درونی بالقوه میان نابرابری درآمد و رشد اقتصادی، از متغیرهای توضیحی فوربس (۲۰۰۰) استفاده می‌کنیم. مدل PSTR با دو روش در زیر ارائه شده:

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \beta_{01}g_{i,t+1} + \delta_{01}y_{i,t+1} + [\beta_{11}g_{i,t+1} + \delta_{11}y_{i,t+1}]G(z_{it}; \gamma, c) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

برای $t = 1, \dots, T$ و $i = 1, \dots, N$ که به ترتیب N بعد مقطعی، و T بعد زمانی مجموعه ناهمگون داده‌های پنل است. u_i اثر ثابت است؛ و ε_{it} توزیع مستقل و مشابه است. y_{it} لگاریتم واقعی در هر GDP است، Δy_{it} نیز مقدار

واقعی در هر نرخ رشد GDP است، و g_{it} لگاریتم شاخص جینی است. با توجه به نظر گرانجر و تراسویرتا (۱۹۹۳) و تراسویرتا (۱۹۹۴)، معادله تبادلی به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$G(z_{it}; \gamma, c) = (1 + \exp(-\gamma(z_{it} - c)))^{-1} \text{ with } \gamma > 0, \quad (2)$$

که در آن z_{it} متغیر تبادلی، γ پارامتر شیب، و c موقعیت پارامتر است. این معادله منطقی به دو ارزش صفر و یک محدود می‌شود، زمانی که برای i در زمان t به متغیر تبادلی z_{it} توجه می‌شود. دو ارزش متغیر تبادلی z_{it} و پارامتر شیب γ سرعت همگرایی میان محدوده‌های بالا و پایین را تعیین می‌کند. موقعیت پارامتر c می‌تواند به عنوان آستانه‌ای میان دو محدوده در نظر گرفته شود که با $G(z_{it}; \gamma, c) = 1$ و $G(z_{it}; \gamma, c) = 0$ مطابقت دارد، چون این معادله منطقی به صورت یکنواخت از ۰ تا ۱ حرکت می‌کند، چون متغیر تبادلی (z_{it}) افزایش می‌یابد، درحالی‌که $G(c; \gamma, c) = 0.5$ می‌باشد. برای برآورد ضرایب پارامتر در مدل PSTR، ابتدا با خلاص شدن از میانگین‌های خاص، اثرات ثابت فردی u_i را در معادله (۱) حذف می‌کنیم. سپس، حداقل مجذورهای غیرخطی (NLS) را با استفاده از داده‌های منتقل شده انجام می‌دهیم.

۳. نتایج مدل PSTR

۱. داده‌ها

در این مقاله، از یک مجموعه پنل داده‌های مربوط به ۷۷ کشور در دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۷ استفاده می‌کنیم تا ارتباط میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمد را تحلیل کنیم. این مجموعه داده شامل مقیاس‌های سالانه در همه کشورهای می‌شود. داده‌های GDP واقعی و جمعیت از جدول جهانی پن (PWT80) جمع‌آوری شده است. شاخص سرمایه انسانی و باز بودن (به عنوان نسبت مجموع صادرات و واردات کالاها و خدمات در GDP توصیف می‌شود) نیز از PWT80 ناشی می‌شود.

ضرایب جینی با بانک اطلاعات نابرابری درآمد جهانی استاندارد (SWIID) تولید و جمع‌آوری می‌شوند. ضرایب جینی در این مقاله بر مبنای درآمدهای پس از مالیات استفاده می‌شوند. برای غلبه بر اطلاعات از دست رفته در

ضرایب جینی، ضرایب جینی به بانک اطلاعاتی نسبت داده شده‌اند، با توجه به فهرست داده‌های درآمد لوکزآمبورگ (LIS) و مجموعه داده‌های بانک جهانی دنیس و اسکویر.

میانگین ارزش شاخص جینی برای هر کشور در ضمیمه ارائه شده است. مهم‌ترین مشخصه این داده‌ها این است که زمانی که شاخص جینی در اکثر اقتصادهای توسعه‌یافته پایین است، عموماً در اقتصادهای در حال توسعه بالا است، مانند آسیا و آمریکای لاتین. میانگین شاخص جینی اقتصادهای توسعه‌یافته ۳۰/۰ است، اما این شکل برای بازارهای نوظهور و اقتصادهای در حال توسعه ۴۱/۵ است. دوم، این داده‌ها سطح نابرابری را نشان می‌دهند که برای اکثر مناطق در زمان تقسیم آن به دو دوره بدتر شده است: نیمه اول (۱۹۸۱ - ۱۹۹۳) و نیمه دوم (۱۹۹۴ - ۲۰۰۷). در نیمه اول، شاخص جینی در اقتصادهای توسعه‌یافته ۲۹/۰ است، اما در نیمه دوم به ۳۱/۱ افزایش می‌یابد. همچنین، شاخص جینی در اقتصادهای در حال توسعه در نیمه اول ۴۰/۲ است، سپس در نیمه دوم به ۴۲/۷ افزایش می‌یابد.

۲. نتایج مدل PSTR

برای بررسی این فرضیه که اثرات نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی به عنوان سطح تغییرات نابرابری تغییر کرده است، از مدل PSTR استفاده می‌کنیم، از مدل PSTR استفاده می‌کنیم که در آن متغیر تبادلی خطی شاخص یک ساله جینی است. اول از همه، مشخصه خطی شاخص یک ساله جینی را در برابر مشخصه غیرخطی همراه با برخی از اثرات آستانه را بررسی می‌کنیم. اگر فرضیه صفر خطی بتواند رد شود، مدل PSTR را برای گرفتن کل ماهیت غیرخطی در نظر می‌گیریم. در جدول ۱، نتایج آزمایش خطی بودن را گزارش می‌کنیم. برای متغیر انتخاب‌شده تبادلی، آزمایش نسبت احتمال (LR) را انجام می‌دهیم آمار آزمایش را گزارش می‌کنیم. آزمایش خنثی بودن فرضیه صفر را رد می‌کند که مدل در نظر گرفته شده خطی است، بنابراین باید برای در نظر گرفتن غیرخطی بودن در مدل، از مدل PSTR استفاده کنیم. همچنین نشان می‌دهد که شاخص یک ساله جینی ($g_{i,t-1}$) برای متغیر تبادلی مناسب است.

در جدول ۱، ما ضرایب پارامتر برآوردشده را از مدل PSTR گزارش می‌کنیم. پارامتر برآورد شده y کوچک به نظر می‌رسد، و این نشان می‌دهد که معادله تبادلی نمی‌تواند به مدل PSTR خلاصه شود. ارزش آستانه‌ای برآوردشده c

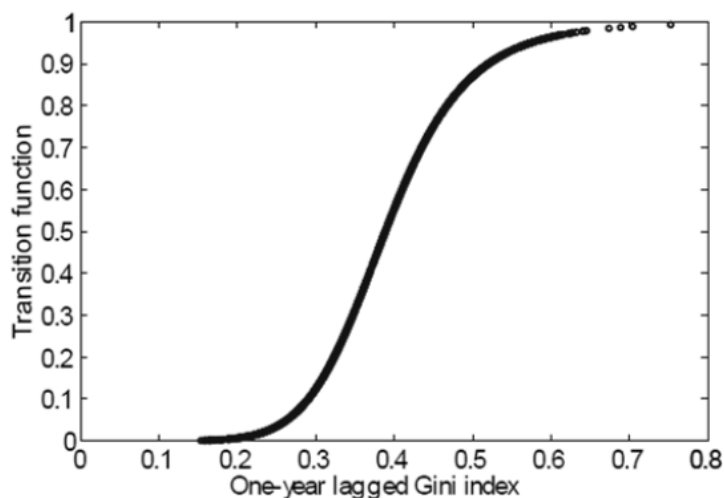
بر اساس شاخص یک ساله جینی تغییر می‌کند و مقدار آن ۳۸/۹ است. شکل ۱ معادله تبادله برآورد شده را در متغیر تبادله قرار می‌دهد که در شاخص جینی عقب مانده است. شکل معادله تبادله به وضوح نشان می‌دهد که محدوده در حال تغییر به آرامی از محدوده به محدوده دیگر حرکت می‌کند.

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \beta_{01}g_{i,t-1} + \delta_{01}y_{i,t-1} + [\beta_{11}g_{i,t-1} + \delta_{11}y_{i,t-1}]G(z_{it}; \gamma, c) + \epsilon_{it}$$

where $G(z_{it}; \gamma, c) = (1 + \exp(-\gamma(z_{it} - c)))^{-1}$, and $z_{it} = g_{i,t-1}$

Parameter Estimates			
Linear Part		Nonlinear Part	
β_{01}	0.075* (0.042)	β_{11}	-0.098*** (0.026)
δ_{01}	-0.076*** (0.015)	δ_{11}	0.044*** (0.014)
Transition Parameters		Test Statistic And P-Value	
γ	7.540 (0.537)	<i>LR</i>	21.424 (0.000)
<i>c</i>	3.661 (0.013)		
AIC	-5.260		
BIC	-5.243		
Number of obs.	2079		

جدول ۱: نتایج برآورد شده از مدل PSTR



شکل ۱: عملکرد برآورد شده تبادله در متغیر تبادله

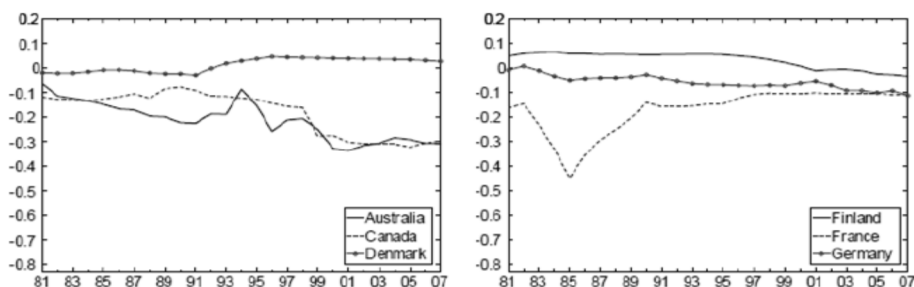
ما در ابتدا به علاقمند به تخمین ضرایبی بودیم که در طول زمان، در نابرابری درآمدی مشخصات عملکردی متغیر بودند. بر اساس ماهیت غیرخطی این مدل، ضرایب ساختاری از دو عنصر زیر ساخته می‌شوند: عناصر خطی و

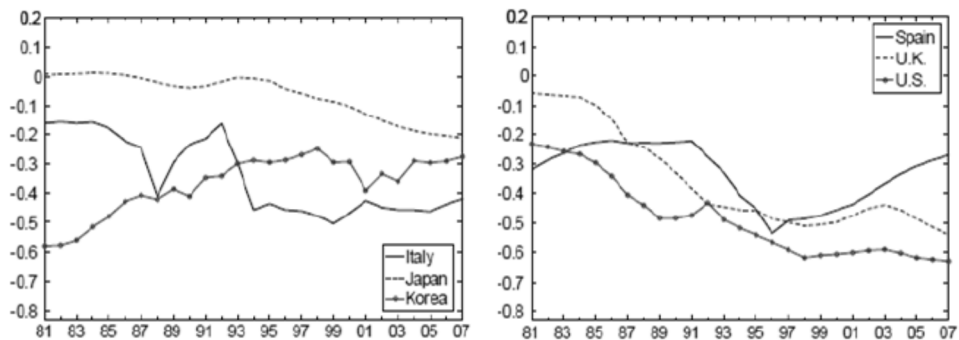
غیرخطی. ضریب پارامتر به دست آمده از مدل PSTR در طول زمان تغییر می کند و به صورت زیر نشان داده می شود:

$$\beta_{it} = \frac{\partial \Delta y_{it}}{\partial g_{i,t-1}} = \beta_{01} + \beta_{11}G(g_{i,t-1}; \gamma, c) + \beta_{11}g_{i,t-1} \frac{\partial G(g_{i,t-1}; \gamma, c)}{\partial g_{i,t-1}}, \quad (3)$$

که در آن پارامتر برآوردی از عنصر خطی مدل PSTR و β_{11} پارامتر برآوردی از عنصر غیرخطی است. شکل ۲ ضرایب متغیر شاخص جینی را برای ۲۸ کشور منتخب به تصویر می کشد. زمانی که شاخص جینی افزایش می یابد، اکثریت این ضرایب از مثبت به منفی می روند، و نقطه عطف شاخص جینی ۲۴/۵ است. یعنی، زمانی که سطح نابرابری بسیار پایین است، افزایش نابرابری درآمد رشد اقتصادی را افزایش می دهد، در حالی که وقتی شاخص جینی بالاتر از نقطه عطف ۲۴/۵ باشد، از رشد اقتصادی جلوگیری می شود. در سال ۲۰۰۷، تنها سه کشور (موریس، دانمارک و نروژ) از ۷۷ کشور موجود در نمونه ما شاخص جینی آنها کمتر از ۲۴/۵ بود. این بدان معنی است که اکثر کشورها در حال حاضر در مرحله ای قرار دارند که بدتر شدن نابرابری درآمد مانع رشد اقتصادی می شود. به طور کلی، اکثر کشورهای اروپای غربی در مقایسه با کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه ضرایب نسبتاً بیشتر و ثابت تری دارند، زیرا سطح نابرابری درآمد آنها نسبتاً کمتر و ثابت است. برای مثال، ضرایب متغیر برآورد شده برای دانمارک در طول نمونه دوره ما به صفر نزدیک است، و با ضریبی کوچک اما مثبت تمام می شود، که نشان می دهد نابرابری درآمدی برای دانمارک در شرایط رشد اقتصادی مسئله ای جدی نیست. برعکس، کشورهای آمریکای لاتین ضرایب نسبتاً کمتری دارند، که در آن افزایش بیشتر نابرابری درآمدی به طوری جدی مانع رشد اقتصادی در این کشورها می شود.

(a) Advanced countries

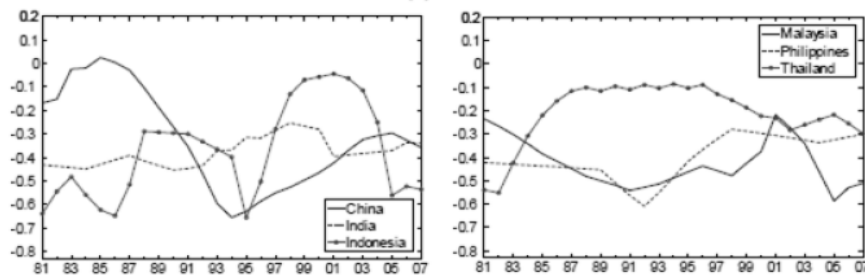




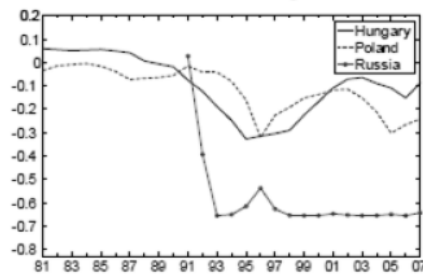
شکل ۲: پارامترهای ضریب متغیر برای نابرابری درآمد برآوردشده از مدل PSTR

(b) Developing countries

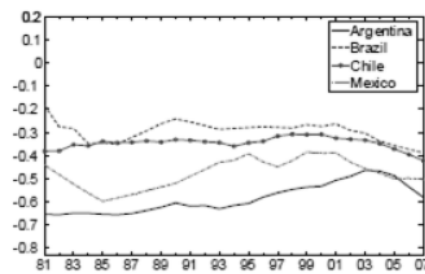
(1) Asia



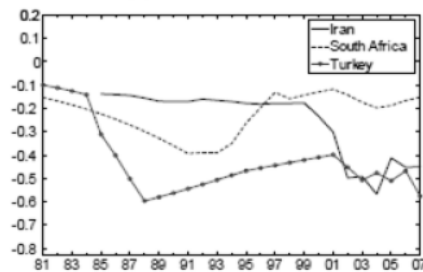
(2) Eastern Europe



(3) Latin America



(4) Other countries



شکل ۲: پارامترهای ضریب متغیر برای نابرابری درآمد برآوردشده از مدل PSTR (cont'd)

۴. برآوردهای پنل خطی تکمیلی

۱. برآوردهای پنل پویای خطی

در این بخش قدرت نتایج را با استفاده از روش تخمین پنل داده‌های پویای خطی (DPD) بررسی می‌کنیم، و این نتایج را با نتایج به دست آمده از مدل PSTR مقایسه می‌کنیم. روش تخمین DPD نمی‌تواند ماهیتاً ضرایبی متغیر ایجاد کند، اما ممکن احتمالاً متغیرهای دیگری را نیز در بر می‌گیرد، و مسائل درونی بالقوه را به روشی نظام‌مندتر از متغیرهای توضیحی کنترل کند. همانند معادله (۱)، مدل خطی که قابل مقایسه با مدل غیرخطی است را به صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$\Delta y_{it} = \beta g_{i,t-1} + \delta \log y_{i,t-1} + X_{i,t-1}B + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

که در آن $y_{i,t}$ لگاریتم واقعی GDP کشور i در زمان t است، Δy_{it} نرخ رشد واقعی GDP است، $g_{i,t}$ لگاریتم ضریب جینی کشور i در زمان t است، و $X_{i,t}$ برداری است که شامل سایر متغیرهای مرتبط می‌شود، بنابراین، می‌توانیم معادله (۴) را به صورت زیر بازنویسی کنیم:

$$\log y_{i,t} = \beta g_{i,t-1} + \tilde{\delta} \log y_{i,t-1} + X_{i,t-1}B + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

در آن است: $\tilde{\delta} = 1 + \delta$ می‌یم که معادله (۵) از روش‌های برآورد اثرات ثابت (FE) و روش برآورد GMM آرلانو و بوند استفاده می‌کند. نتایج این تخمین در جدول ۲ خلاصه شده است. جدول ۲ الف برآوردهایی را برای کل دوره نمونه نشانه می‌دهد. درحالی‌که روش تخمین FE هیچ اثر قابل توجهی از نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی را ارائه نمی‌کند، با روش تخمین GMM مسائل درونی بالقوه را کنترل می‌کند و اثرات قابل توجهی را ایجاد می‌کند. نشان داده می‌شود که ۱ درصد افزایش در ضریب جینی تقریباً باعث کاهش ۰/۱ درصدی نرخ رشد اقتصادی می‌شود.

جدول ۲ ب و ۲ ج نتایج دو دوره دیگر را گزارش می‌کند: (۱) ۱۹۸۱-۱۹۹۳ و (۲) ۱۹۹۴-۲۰۰۷. ما نمونه دوره خود را به دوره‌های نیمه اول و نیمه دوم تقسیم می‌کنیم تا قدرت آنها را بررسی کنیم. همان طور که انتظار می‌رود، ضرایب نابرابری درآمد در دوره نیمه اول ناچیز و کوچک بود، درحالی‌که در نیمه دوم مهم و بزرگ‌تر شدند. از آنجایی که سطح نابرابری که توسط شاخص جینی اندازه گرفته شده به طور کلی در حال بدتر شدن است (به جدول ضمیمه

مراجعه کنید)، نتایج مدل PSTR با نتایج مدل خطی سازگار است، حتی پس از کنترل متغیرهای توضیحی مرتبط اضافی و مسائل درونی بالقوه.

A. Entire Sample Period (1981-2007)						
	Fixed Effects			Arellano and Bond		
Inequality	0.013 (0.016)	0.006 (0.014)	0.005 (0.014)	0.004 (0.022)	-0.070*** (0.021)	-0.073*** (0.021)
Human Capital		0.125*** (0.011)	0.119*** (0.011)		0.250*** (0.013)	0.232*** (0.015)
Openness			0.008* (0.004)			0.024*** (0.009)
Countries	77	77	77	77	77	77
B. First-half of Sample Period (1981-1993)						
	Fixed Effects			Arellano and Bond		
Inequality	-0.031 (0.029)	0.000 (0.026)	-0.010 (0.026)	-0.016 (0.059)	-0.055 (0.052)	-0.062 (0.052)
Human Capital		0.161*** (0.025)	0.162*** (0.024)		0.166*** (0.037)	0.163*** (0.038)
Openness			0.063*** (0.017)			0.040 (0.030)
Countries	71	71	71	71	71	71
C. Second-half of Sample Period (1994-2007)						
	Fixed Effects			Arellano and Bond		
Inequality	-0.171*** (0.028)	-0.110*** (0.028)	-0.109*** (0.028)	-0.339*** (0.046)	-0.270*** (0.045)	-0.263*** (0.045)
Human Capital		0.163*** (0.024)	0.160*** (0.025)		0.185*** (0.031)	0.108*** (0.034)
Openness			0.003 (0.007)			0.073*** (0.014)
Countries	77	77	77	77	77	77

جدول ۲: تخمین‌های مرتبط به نتایج پنل مدل‌های پویای خطی

۲. آزمون علیت پنل گرانجر

دوره زمانی گسترده به ما اجازه می‌دهد تا علیت گرانجر را میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمد بررسی کنیم. با این حال، تحلیل ما از یک مجموعه پنل داده استفاده می‌کند که از مطالعاتی مربوط به مجموعه‌های زمانی یک کشور متفاوت است، در این مطالعات یک بررسی از علیت گرانجر به خوبی توصیف شده است. در ساختار پنل داده‌ها، توصیف علیت گرانجر دشوار است، زیرا فرضیه‌های صفر و جایگزین مشخص نیستند چون ضرایب ممکن است در

مدلی که از پنل داده‌ها استفاده می‌کند همگن نباشند. با توجه به تمایز مبهم میان فرضیه‌های صفر و جایگزین، دومیترسکو و هورلین (۲۰۱۲) روشی را برای بررسی علیت گرانجر در پنل‌های ناهمگن توسعه می‌دهند. آنها فرض می‌کنند که ضرایب در میان کشورها متفاوت هستند، اما در طول زمان ثابت‌اند. با توجه به نظریات دومیترسکو و هورلین (۲۰۱۲)، علیت گرانجر را در ارتباط با مقیاس‌های نابرابری در رشد اقتصادی بررسی می‌کنیم.

برای هر کشور i ، یک بردار مدل رگرسیون را لاگ‌های K در نظر می‌گیریم:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_{i,k} g_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

فرضیه صفر غیر علیت همگن به صورت زیر توصیف می‌شود:

$$H_0: \beta_{i,1} = \dots = \beta_{i,K} = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N$$

فرضیه جایگزین به صورت زیر توصیف می‌شود:

$$H_1: \text{at least one of } \beta_{i,k} \neq 0 \text{ for some } i$$

توجه داشته باشید که برای یک زیرگروه از کشورها؛ تحت فرضیه جایگزین ارتباط علی گرانجر از مقیاس نابرابری تا رشد اقتصادی وجود دارد.

آمار مربوط به آزمون با کاربرد ساده رگرسیون استاندارد علیت گرانجر برای هر کشور i محاسبه می‌شود. گام بعدی به دست آوردن میانگین آمار فردی والد برای علیت گرانجر است. آنها آمار W نامیده می‌شوند. دومیترسکو و هورلین (۲۰۱۲)، نشان می‌دهند که نسخه استاندارد شده Z آماری از توزیع نرمال استاندارد پیروی می‌کند.

جدول ۳ نتایج آزمون علیت گرانجر را گزارش می‌کند. برای لاگ‌های ۱ تا ۲، فرضیه صفر که در آن مقیاس‌های نابرابری به صورتی همگن سبب رشد اقتصادی علیت گرانجر نمی‌شود، رد می‌شود. این نشان می‌دهد که در برخی از کشورها رشد اقتصادی تحت تأثیر نابرابری درآمد است، و نابرابری درآمد می‌تواند برای پیش‌بینی رشد اقتصادی این کشورها به کار رود. برای لاگ $K = 3$ ، لاگ ضرایب جینی باعث علیت گرانجری رشد اقتصادی نمی‌شود. شایان ذکر

است که مفهوم علیت گرانجر بررسی واقعی علیت میان دو متغیر نیست. این فقط یک آزمون فرضیه‌ای برای تعیین این است که آیا یک متغیر می‌تواند در پیش‌بینی متغیر دیگر قدرت توضیحی داشته باشد.

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_{i,k} g_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{i,k} y_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t}$$

$$H_0: \beta_{i,1} = \dots = \beta_{i,K} = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N$$

$$H_1: \text{at least one of } \beta_{i,k} \neq 0 \text{ for some } i$$

Lag K	Test Statistics \bar{W}	p-value
1	3.173***	0.002
2	4.967***	0.000
3	3.987	0.249

جدول ۳: آزمون علیت پنل گرانجر

۵. نتیجه‌گیری

این مقاله با استفاده از مدل PSTR اثرات غیرخطی نابرابری درآمد را بر رشد اقتصادی بررسی می‌کند، و درمی‌یابد که رابطه‌ای غیرخطی میان دو متغیر وجود دارد. بنابراین، این مقاله با توجه به غیرخطی بودن، به بحث درباره‌ی تاریخچه‌ی طولانی آن می‌پردازد. آثار پیشین از زمانی که یک مدل خطی برآورد شده است، نتایجی پیچیده و گیج‌کننده در مورد این ارتباط ارائه کرده‌اند، سایر آثار نیز ارتباطی منفی را گزارش کردند. با این حال، به کار گرفتن یک مدل غیرخطی باعث می‌شوند که برخی از شرایط برای ضرایب مثبت و منفی برای ما آشکار شود.

علاوه بر این، این نتایج نشان می‌دهند که اقتصادهای جهانی در حال حاضر در معرض خطر هستند که رشد GDP ممکن است با وخامت بیشتر نابرابری درآمد کاهش یابد، چون اکثر کشورها سطح بالاتری از نابرابری درآمد نسبت به سطح آستانه نشان می‌دهد که در مدل PSTR به صورتی درونی برآورد می‌شود. این نتایج به طور ویژه به کشورهایمانند انگلستان و ایالات متحده و چین هشدار می‌دهد که در آنها سطح نابرابری به طوری چشمگیر و به طور مداوم بدتر شده است. به نظر می‌رسد که نابرابری درآمد به رشد اقتصادی کمک می‌کند و برای بسیاری از

کشورهای در حال توسعه که دارای سطح نابرابری بالایی هستند، آنها باید هدفی دوگانه را در نظر بگیرند: رشد اقتصادی و اصلاحات در سیستم توزیع درآمد.

منابع

- Aghion, P., Caroli, E., García-Peñalosa, C. 1999. "Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories." *Journal of Economic Literature*, 37, pp. 1615–1660.
- Alesina, A., Rodrik, D. 1994. "Distributive Politics and Economic Growth." *Quarterly Journal of Economics*, 109, pp. 465–490.
- Banerjee, A.V., Duflo, E. 2003. "Inequality and Growth: What Can the Data Say?" *Journal of Economic Growth*, 8, pp. 267–299.
- Barro, R. J. 2000. "Inequality and Growth in a Panel of Countries." *Journal of Economic Growth*, 8, pp. 5–32.
- Benabou, R. 1996. "Inequality and growth." *NBER Macroeconomics Annual*, 11, pp. 11–74.
- Deininger, K., Squire, L. 1996. "A New Data Set Measuring Income Inequality." *World Bank Economic Review*, 10, pp. 565–591.
- Deininger, K., Squire, L. 1998. "New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth." *Journal of Development Economics*, 57, pp. 259–287.
- Dumitrescu, E., Hurlin, C. 2012. "Testing for Granger Non-causality in Heterogeneous Panels." *Economic Modelling*, 29, pp. 1450–1460.
- Feenstra, R., Inklaar, R., and Timmer, M. 2013. *PIWT 8.0 -- a User Guide*.
- Forbes, K. J. 2000. "A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth." *American Economic Review*, 90, pp. 869–887.
- Frederick, S. 2009. "Standardizing the World Income Inequality Database." *Social Science Quarterly*, 90, pp. 231–242.
- Forbes, K. J. 2000. "A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth." *American Economic Review*, 90, pp. 869–887.
- Galor, O., Tsiddon, D. 1997. "Technological Progress, Mobility, and Economic Growth." *American Economic Review*, 87, pp. 363–382.
- González, A., Teräsvirta, T., van Dijk, D. 2005. "Panel Smooth Transition Regression Models." Quantitative Finance Research Centre, University of Technology, Sydney.
- Granger, C.W.J., Teräsvirta, T. 1993. "Modelling Nonlinear Economic Relationships." Oxford University Press, New York.
- Hansen, B. E. 1999. "Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference." *Journal of Econometrics*, 93, pp. 345–368.
- Kaldor, N. 1957. "A model of Economic Growth." *Economic Journal*, 67, pp. 591–624.
- Kuznets, S. 1955. "Economic Growth and Income Inequality." *American Economic Review*, 45, pp. 1–28.
- Lin, S. C., Huang, H. C., Kim, D. H., Yeh, C. C. 2009. "Nonlinearity between Inequality and Growth." *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 13, pp. 1–18.
- Persson, T., Tabellini, G. 1994. "Is Inequality Harmful for Growth? Theory and Evidence." *American Economic Review*, 84, pp. 600–621.
- Saint-Paul, G., Verdier, T. 1993. "Education, Democracy and Growth." *Journal of Development Economics*, 42, pp. 399–407.
- Teräsvirta, T. 1994. "Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models." *Journal of the American Statistical Association*, 89, pp. 208–218.

این مقاله، از سری مقالات ترجمه شده رایگان سایت ترجمه فا میباشد که با فرمت PDF در اختیار شما عزیزان قرار گرفته است. در صورت تمایل میتوانید با کلیک بر روی دکمه های زیر از سایر مقالات نیز استفاده نمایید:

لیست مقالات ترجمه شده ✓

لیست مقالات ترجمه شده رایگان ✓

لیست جدیدترین مقالات انگلیسی ISI ✓

سایت ترجمه فا ؛ مرجع جدیدترین مقالات ترجمه شده از نشریات معتبر خارجی