

بی‌ثباتی سیاسی، آزادی و رشد اقتصادی: شواهدی دیگر

یاکوب دهان و کلمنس ال.ج. زیمرمن - دانشگاه گرونینگن هلند

● مترجم: محمد زاهدی - عضو هیئت علمی دانشگاه پیام نور

مقدمه

اقتصاد، شواهدی دال بر آن به دست آمده است که فقدان آزادی‌های مدنی و سیاسی ارتباطی منفی با رشد اقتصادی دارد.^۱ در تمامی این مطالعات، معیارهای گاستیل (R.D. Gastil) در مورد آزادی‌های مدنی یا حقوق سیاسی به کار رفته است.^۲ اسکولی (G.W. Scully) در مورد ۱۱۵ اقتصاد مبتنی بر بازار طی دوره ۸۰-۱۹۶۰ نتیجه می‌گیرد که جوامع باز سیاسی، که آزادی سیاسی، مدنی و اقتصادی را حرمت می‌نهند، با نرخ سه برابر (نرخ رشد) جوامعی که این آزادیها را محدود ساخته‌اند، رشد می‌یابند.

کورمندندی (R.C. Kormendi) و مگوئیر (P. G. Meguire) در مورد نمونه‌ای مرکب از ۴۷ کشور دریافتند، کشورهای برخوردار از درجه بالایی از آزادی‌های مدنی نرخ رشدی دارند که در حدود یک درصد بیشتر از دیگر کشورهاست. گرایسر (K.R. Grier) و تولوک (G. Tullock) نیز نتیجه گرفته‌اند که کشورهای سرکوبگر در آفریقا و آمریکا (از رشدی) در حدود ۱/۵ درصد کمتر از نرخ رشد سالیانه دیگر کشورهای مورد مطالعه آنها برخوردار بوده‌اند. نتایج بارو (R.G. Barro) با نمونه‌ای از ۹۸ کشور نیز مؤید آن است که محدودیت حقوق سیاسی با نرخ رشد سرانه پائینتری همراه است.

اخیراً نیز موضوع بی‌ثباتی سیاسی و رشد اقتصادی توسط برخی پژوهشگران مورد بررسی قرار گرفته است. بیشتر مطالعات تجربی، بی‌ثباتی سیاسی را مانع مهمی برای رشد اقتصادی دانسته‌اند چرا که

مسئله تأثیر عوامل سیاسی و سازمانی بر نرخ رشد اقتصادی در متون اقتصادی مورد توجه فراوان بوده است. از زمان آدام اسمیت و حتی پیش از او ملاحظه شده است که عملکرد اقتصاد تا حدودی بستگی به عوامل سیاسی و نهادی دارد. با کمال تأسف تلاش در جهت کشف این که چگونه و تحت چه شرایطی اینگونه عوامل بر اقتصاد اثر می‌گذارد، بخش ناگفته‌داستان است.^۱ تنها در این اواخر تلاشهای منسجم‌تری به منظور تحلیل اهمیت عوامل سیاسی و سازمانی در توصیف تفاوت رشد اقتصادی میان کشورهای مختلف صورت گرفته است. برای نمونه، بسیاری از محققان این مطلب را به بررسی گذاشته‌اند که آیا ویژگی دموکراتیک روش‌ها و نهادهای سیاسی ملی می‌تواند به توضیح تفاوت میان توسعه ملی کشورها کمک کند یا نه. سیرووی (L. Sirowy) و اینکلز (A. Inkeles) سیزده مطالعه از این قسم را مورد بررسی قرار داده‌اند. تمامی این مطالعات در پی ارزیابی نتایج اقتصادی حاصل از تفاوت ویژگی دموکراتیک رژیمهای سیاسی ملی بوده است. سیرووی و اینکلز نتیجه‌گیری کرده‌اند که مطالعات مورد بررسی ایشان تصویری روشن از تأثیر دموکراسی بر رشد اقتصادی ارائه نمی‌دهد.^۲

ارتباط میان آزادی مدنی و سیاسی از یکسو و رشد اقتصادی از دیگر سو نیز موضوع مباحثات بسیار بوده است. دو فرضیه مورد اختلاف در زمینه ارتباط میان رشد اقتصادی و آزادی سیاسی مطرح شده است. برخی اقتصاددانان ادعا می‌کنند که آزادی، عملکرد اقتصاد و به تبع آن رشد اقتصادی را رونق می‌بخشد، دیگران مدعی هستند که (دستیابی به) نرخ‌های رشد بالا مستلزم برقراری کنترل‌های اقتصادی و محدود شدن آزادی است. در چهار مطالعه جدید مقطعی در زمینه رشد

Jakob de Haan and Clemens L.J. Simermann.
Univ. of Groningen. **Economic Development
and Cultural Changes**, Jan. 1996. Vol. 44
No.2. PP. 339-350.

در باره مدل و اطلاعات ما اختصاص دارد. در بخش سوم نتایج برآورد ارتباط میان بی ثباتی سیاسی و رشد اقتصادی ارائه می گردد. در بخش چهارم یافته های خودمان را در زمینه تأثیر (متغیر) آزادی آورده ایم. در این قسمت به یافته های بارو نیز می پردازیم که بر اساس آنها وارد کردن همزمان متغیرهای بی ثباتی سیاسی و آزادی سیاسی در رابطه رگرسیون رشد به بی معنا شدن سنجه آزادی های مدنی می انجامد. سرانجام بخش پنجم، به جمع بندی مقاله و ارائه پیشنهادهایی برای مطالعات بعدی اختصاص دارد.

۲- مدل و داده های مطالعه

در بررسی ما اشکال مختلفی از معادله مقطعی زیر برآورد شده است:^۷

$$Q = a_0 + a_1L + a_2K + a_3P + v$$

که در آن Q، L و K به ترتیب نرخهای متوسط رشد تولید ناخالص داخلی (GDP)، جمعیت و سرمایه و P معیاری برای بی ثباتی سیاسی یا فقدان آزادی سیاسی است و V نیز جمله خطا می باشد. انتظار می رود ضرایب a_1 و a_2 مثبت باشند حال آنکه بیشتر تحقیقات پیشین بر منفی بودن ضریب a_3 دلالت دارد.

برای دوره زمانی ۱۹۶۳-۸۸ آمارهای ناظر بر مجموعه ای از ۹۷ کشور را تدارک دیدیم. این نمونه کشورهای عمده صادرکننده نفت را شامل نمی شود. بالا بودن سرانه تولید ناخالص داخلی (GDP) این کشورها ناشی از درآمدهای هنگفت حاصل از فروش منابع طبیعی است. میانگین نرخ رشد GDP واقعی را از شماره های سالهای ۱۹۹۰ و ۱۹۹۱ سالنامه آمارهای مالی بین المللی از انتشارات صندوق بین المللی پول به دست آورده ایم.^۸ به پیروی از فوسو اطلاعات مربوط به نرخ رشد سرمایه به صورت درصدی از GDP که به طور میانگین صرف سرمایه گذاری ناخالص شده مورد محاسبه قرار گرفته است. این درصدها را از مجموعه اطلاعاتی سامرز (R. Summers) و هستون (A. Heston) گرفته ایم.^۹ اطلاعات مربوط به نرخ رشد جمعیت نیز از همین منبع اخذ شده است.

معیار ما برای بی ثباتی سیاسی (TRNS) بر پایه تعداد کل تغییرات دولت استوار است. این متغیر در صورتی که تعداد انتقال دولت از هفت بار فراتر رود (که میانه تغییرات دولتها برای کشورهای نمونه ماست) مقدار يك را اختیار می کند و در غیر این صورت مقدار آن برابر صفر خواهد بود. برخلاف دیگر مطالعاتی که انتقال دولت را به عنوان شاخصی برای بی ثباتی سیاسی به کار برده اند - نظیر مطالعات ادواردز (S. Edwards) و تابلینی (G. Tabellini) - ما تعداد کل تغییرات دولت را بدین صورت به کار نمی بریم.^{۱۰} ما دیگر معیارهای بی ثباتی سیاسی را نیز آزموده ایم، و شش مورد انتقال دولت (میانگین مربوط به آفریقا) و هشت مورد (میانگین مربوط به آمریکای لاتین) را شقوق جایگزین گرفته ایم. داده های مربوط به تغییرات دولتها برای دوره ۱۹۶۳ تا

بی ثباتی سیاسی، عرضه سرمایه و نیروی کار را کاهش می دهد. افزایش خطر از دست رفتن سرمایه، سرمایه گذاری را محدود ساخته و آشفته گی های سیاسی به خروج سرمایه و فرار مغزها می انجامد. همچنین ناآرامی سیاسی، برقراری نظام حقوق مالکیت را مختل می سازد. برقراری این حقوق لازمه کسب منافع حاصل از مبادلات غیرشخصی به شمار می رود.

«بارو» برای سنجیدن بی ثباتی سیاسی در مدل مقطعی خود برای ۹۸ کشور طی دوره ۸۵-۱۹۶۰ دو متغیر را در نظر گرفت. این متغیرها یکی تعداد انقلاب ها و کودتاها در سال و دیگری تعداد قتل های سیاسی سالانه به ازای هر يك میلیون نفر بود.^۵ او این متغیرها را از لحاظ تأثیرات نامساعدی که بر حقوق مالکیت دارند تفسیر نمود و دریافت که هر دو متغیر، تأثیر منفی قابل ملاحظه ای بر رشد اقتصادی دارند. فوسو (A. K. Fosu) اهمیت بی ثباتی سیاسی را برای ۳۱ کشور حاشیه صحرای آفریقا از سال ۱۹۶۰ تا ۱۹۸۶ مورد بررسی قرار داد. او نتیجه گیری نمود که بطور معمول بی ثباتی سیاسی تأثیری زیان آور بر رشد اقتصادی دارد.^۶

مایه تعجب فراوان است که بیشتر مطالعات مطرح شده تا اینجا، میان گروه های مختلف کشورها تمایزی قائل نمی شوند. نخستین هدف مقاله حاضر آزمودن اعتبار روابط تجربی میان بی ثباتی سیاسی و آزادی سیاسی - که سایر محققان آن را برای کل جهان مورد سنجش قرار داده اند - در نواحی جغرافیایی کوچکتر است. دومین هدف، تحلیل این امر است که آیا نتایج برآوردهای پیش گفته به تعریف سنجه های بی ثباتی و آزادی سیاسی بستگی دارد یا نه. ما در پی آنیم تا با بررسی نمونه ای مرکب از ۹۷ کشور طی دوره ۱۹۶۳ تا ۱۹۸۸ دریابیم که آیا بی ثباتی سیاسی و نبود آزادی سیاسی با رشد اقتصادی ارتباطی منفی دارد یا نه. در این بررسی شواهدی به دست آوردیم که نشان می دهد در آفریقا بی ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی تأثیر می گذارد. اما این یافته ها چندان استوار نیستند، چرا که کاربرد دیگر سنجه های بی ثباتی سیاسی، این نتایج را کاملاً تغییر می دهد شواهدی دال بر وجود ارتباط منفی میان سرکوب سیاسی و توسعه اقتصادی در آمریکای لاتین وجود دارد. اما نشان خواهیم داد که این نتیجه گیری تا حد زیادی به نحوه تدوین متغیر کنترل سیاسی وابسته است.

به اعتقاد کورمندی و مگوئیر سرکوب سیاسی عمدتاً از طریق نسبت سرمایه گذاری به درآمد (Investment - Income - Ratio (IIR) بر رشد اقتصادی تأثیر می گذارد. سومین هدف این مقاله، تعمیم دادن مسیر پژوهشی بررسی های گذشته از طریق بررسی ارتباط میان ثبات سیاسی و آزادی سیاسی و نسبت سرمایه گذاری به درآمد (IIR) است. یافته های ما حاکی از آن است که شاخصهایی که برای بی ثباتی سیاسی می شناسیم در آفریقا و آسیا با نسبت سرمایه گذاری به درآمد رابطه منفی دارد. شواهد آمیخته ای در دست است که نشان می دهد در آمریکای لاتین، سرکوب سیاسی می تواند مانع تشکیل سرمایه گردد. مقاله حاضر به شکل زیر سازماندهی شده است. بخش دوم به بحث

جدول يك
خلاصه نتایج متغیرهای مستقل و وابسته

توجه: تعداد کشورها در پرانتز ذکر شده است.

L, K, Q به ترتیب نرخ رشد GDP واقعی،

سرمایه (درصدی از GDP که سرمایه‌گذاری

می‌شود) و جمعیت هستند. اگر تعداد تغییرات

دولتها از هفت بیشتر باشد مقدار متغیر بی‌ثباتی

سیاسی TRNS عدد يك و در غیر این صورت

صفر خواهد بود. در مواردی که میانگین شاخص

حقوق سیاسی گاستیل طی دوره ۸۶-۱۹۷۳

سه یا بیشتر باشد مقدار متغیر آزادی سیاسی

DPRI3 عدد يك و در غیر این صورت صفر

خواهد بود. برای متغیر DPRI4 متوسط چهار

یا بیشتر به عنوان مرز تغییر (مقدار متغیر

مجازی) تعیین شده است.

	آزادی سیاسی DPRI4	ثبات سیاسی DPRI3	ثبات سیاسی TRNS	L	K	Q	
میانگین:							
جهان (۹۷)	۰/۴۷	۰/۵۴	۰/۵۲	۲/۱	۱۸/۳	۲/۰	
آفریقا (۳۷)	۰/۷۶	۰/۸۴	۰/۳۰	۲/۸	۱۳/۲	۳/۹	
آمریکای لاتین (۲۳)	۰/۴۳	۰/۵۶	۰/۵۲	۲/۳	۱۶/۶	۳/۷	
آسیا (۲۲)	۰/۶۸	۰/۶۸	۰/۵۹	۳/۰	۲۰/۶	۶/۲	
انحراف معیار:							
جهان	۰/۵۰	۰/۵۰	۰/۵۰	۱/۵	۸/۸	۱/۹	
آفریقا	۰/۴۳	۰/۳۷	۰/۴۶	۰/۵	۸/۴	۲/۲	
آمریکای لاتین	۰/۵۱	۰/۵۱	۰/۵۱	۰/۸	۵/۶	۱/۶	
آسیا	۰/۴۸	۰/۴۸	۰/۵۰	۱/۳	۹/۵	۳/۷	
همبستگی جزئی بین							
بی‌ثباتی سیاسی و آزادی سیاسی:							
جهان		-۰/۲۴	-۰/۲۴				
آفریقا		-۰/۰۴	-۰/۰۳				
آمریکای لاتین		۰/۱۴	۰/۲۱				
آسیا		-۰/۱۷	-۰/۱۷				
	TRNS,DPRI4	TRNS,DPRI3					

بخش چهارم نشان می‌دهیم که نتایج واقعاً نسبت به تعریف متغیر مجازی حقوق سیاسی حساس است.^{۱۳}

جدول ۱ خلاصه داده‌های ما را در بردارد. جالب اینکه واریانس بی‌ثباتی سیاسی در گروه‌های مختلف کشورهای مورد بررسی بسیار شبیه یکدیگر است. احتمالاً جز در آفریقا این مطلب در مورد معیارهای آزادی سیاسی نیز صادق است. بخش پائینی جدول ۱ ضرایب همبستگی جزئی میان معیارهایی را نشان می‌دهد که برای بی‌ثباتی سیاسی و آزادی سیاسی اتخاذ کرده‌ایم. از این بخش از جدول پیداست که این همبستگی کاملاً ناچیز است.

۳- بی‌ثباتی سیاسی و رشد اقتصادی

پیش از برآورد مدل، نخست باید با مشکلی که کورمندی و مگوئیر تشخیص داده‌اند مقابله نماییم.^{۱۴} به باور ایشان اگر متغیر سیاسی - نهادی تنها از طریق نسبت سرمایه‌گذاری بر توسعه اقتصادی اثر گذارد، افزودن متغیر رشد سرمایه این اثر را از میان خواهد برد. از این‌رو ما نیز با کنار گذاشتن سرمایه‌گذاری در تخمین مدل، از کورمندی و مگوئیر پیروی می‌کنیم. براساس پیشنهاد ایشان، ما نیز مدل‌های ساده‌ای را برای نسبت سرمایه‌گذاری به درآمد (IIR) برآورد نمودیم.

نتایج تخمین نسبت سرمایه‌گذاری به درآمد (IIR) در دومین قسمت این بخش آورده شده است.

۱۹۷۷ از تیلر (C.L. Taylor) و جودایس (D. Jodice) گرفته شده است.^{۱۱} معیارهای ما برای بی‌ثباتی برای دوره ۸۸-۱۹۷۸ از روی شماره‌های مختلف کتاب مرجع سیاسی جهان اثر بنکس (A.S. Banks) تدوین شده است.^{۱۲}

گاستیل دو معیار آزادی مدنی و آزادی سیاسی را برای آزادی تهیه کرده است. رتبه‌بندی کشورها از نظر حقوق مدنی شاخصی برای سنجش حقوق فردی (نظیر استقلال نظام قضایی و آزادی مطبوعات) است. رتبه‌بندی‌های کشورها از لحاظ حقوق سیاسی بر پایه میزان کنترلی استوار است که افراد کشور بر حکمرانان دارند. این معیار بر مبنای مسائلی همچون آزادی فرآیند انتخاباتی، وجود ارباب مبنی بر خشونت، و وجود يك گروه مخالف فعال استوار است. این شاخص از عدد يك (نماینده آزادترین کشور) تا هفت (نمایانگر محدودترین کشور) را شامل می‌شود. از آنجا که هر دو معیار آزادی بشدت با یکدیگر همبسته‌اند، در بخش چهارم تنها نتایج رگرسیون متغیرهای مجازی را که براساس شاخص حقوق سیاسی گاستیل است، آورده‌ایم.

اگر متوسط شاخص حقوق سیاسی گاستیل برای دوره زمانی ۸۶-۱۹۷۳، سه یا بیشتر باشد مقدار متغیر مجازی DPRI3 يك و در غیر این صورت مقدار آن صفر خواهد بود. برای متغیر مجازی DPRI4 میانگین چهار به عنوان مرز تغییر (Cutoff Point) انتخاب شده است. با استفاده از این دو متغیر مجازی می‌توانیم حساسیت نتایج را نسبت به تبدیلات جایگزین (اینکه تعریف متغیر چه باشد) بررسی کنیم. در

در غیر این صورت مقدار آن صفر خواهد بود. (مقدار ۶ برابر متوسط تعداد انتقال دولت در آفریقاست)؛

$$Q = 0.42 + 0.09K + 0.91L - 0.51TRNS6$$

$$(1/5) \quad (0/05) \quad (0/48) \quad (0/5) \quad (2)$$

$$R^2 = 0.37 \quad SEE = 1/28$$

ضریب TRNS در آمریکای لاتین قابل توجه نیست. (سطر 3a از جدول ۲). این نتایج با حذف متغیر سرمایه گذاری تغییری نمی کند (سطر 3b). ضریب معیار بی ثباتی سیاسی ما در آسیا تقریباً صفر است. (سطر 4a).^{۱۶} به خاطر داشته باشید که با خارج ساختن متغیر سرمایه گذاری میزان بزرگی ضریب TRNS افزایش می یابد و این نشان می دهد که شاید بی ثباتی سیاسی از طریق نسبت سرمایه گذاری به درآمد بر رشد تأثیر می گذارد. با به کارگیری دیگر معیارهای مربوط به بی ثباتی سیاسی نیز این یافته ها تغییری نخواهد کرد.

نتیجه اینکه، یافته های ما تا حدودی مؤید این دیدگاه است که بی ثباتی سیاسی بطور مستقیم رشد اقتصادی را در آفریقا محدود می سازد ولی در آمریکای لاتین و آسیا چنین تأثیری ندارد. بنابراین، براساس نتایج ما ارتباط تجربی میان عملکرد اقتصادی و بی ثباتی

سطر 1a در جدول ۲ نتایج برآورد معادله (۱) را که در آن از متغیر TRNS به عنوان معیار بی ثباتی سیاسی استفاده شده است برای کل نمونه ۹۷ کشوری ما نشان می دهد. خطاهای معیار این ضرایب براساس ماتریس سازگاری کوواریانس ناهمسانی وایت (White Heteroscedasticity - Consistent Covariance Matrix.) محاسبه شده است.^{۱۵} بیشتر ضرایب در سطح ۱۰ درصد و بالاتر معنی دار هستند. ضریب متغیر بی ثباتی سیاسی منفی است اما چندان بزرگ نیست. حذف متغیر سرمایه گذاری بزرگی آن را تنها اندکی افزایش می دهد. (سطر 1b).

ما این مدل را برای سه قاره آفریقا، آمریکای لاتین و آسیا برآورد نموده ایم. بی ثباتی سیاسی در آفریقا به عنوان یک عامل بسیار مهم در تعیین رشد اقتصادی جلوه می کند. (سطرهای 2a و 2b از جدول ۲). فوسو نیز در مورد نمونه خود که مرکب از ۳۱ کشور حاشیه صحرای آفریقای دوره ۸۶-۱۹۶۰ بود دریافت که بی ثباتی سیاسی شدت رشد اقتصادی را مختل می نماید. اما چنانچه معیارهای دیگری برای بی ثباتی سیاسی به کار رود نتایج بنحو قابل ملاحظه ای تغییر خواهد کرد.

برای نمونه، استفاده از TRNS6 به نتایج زیر می انجامد - این متغیر اگر تعداد انتقال دولت از شش فراتر باشد مقدار یک را اختیار می کند و

جدول ۲

نتایج رگرسیون: بی ثباتی سیاسی و رشد اقتصادی ۱۹۶۳-۸۸

توجه: مدل مورد تخمین معادله (۱) است که در آن معیار ما برای بی ثباتی سیاسی (TRNS)، تعداد انتقال دولت است. اگر تعداد انتقال دولت از هفت بار بیشتر باشد مقدار این متغیر یک خواهد بود و در غیر این صورت مقدار صفر را اختیار می کند. برای توضیح در مورد سایر متغیرها به بخش دوم مقاله مراجعه کنید.	SEE	R ² تعدیل شده	TRNS	L	K	مقدار ثابت	رگرسیون
تمامی کشورها:							
(1a)	۱/۷۹	۰/۰۹	۰/۵۵ (۰/۳۶)	۰/۴۵ ^{***} (۰/۲۴)	۰/۰۷ [*] (۰/۰۳)	۲/۱۳ [*] (۰/۸۸)	
(1b)	۱/۸۵	۰/۰۳	-۰/۶۵ (۰/۳۹)	۰/۱۸ (۰/۱۷)	...	۳/۹۲ [*] (۰/۴۸)	
آفریقا:							
(2a)	۱/۹۶	۰/۲۳	-۱/۲۳ [*] (۰/۵۲)	۰/۹۰ [*] (۰/۴۴)	۰/۰۸ (۰/۰۵)	۰/۷۷ (۱/۴۵)	
(2b)	۲/۰۲	۰/۱۸	-۱/۷۷ (۰/۶۴)	۱/۲۰ [*] (۰/۵۸)	...	۱/۰۹ (۱/۴۹)	
آمریکای لاتین:							
(3a)	۱/۵۳	۰/۱۰	-۰/۳۴ (۰/۶۱)	۰/۹۳ ^{***} (۰/۵۰)	۰/۰۳ (۰/۰۶)	۱/۳۰ (۱/۶۰)	
(3b)	۱/۵۰	۰/۱۴	-۰/۴۴ (۰/۶۳)	۰/۹۲ ^{***} (۰/۴۹)	...	۱/۸۵ (۱/۳۳)	
آسیا:							
(4a)	۳/۷۳	-۰/۰۴	-۱/۷۲ (۲/۱۴)	۰/۱۳ (۱/۰۰)	۰/۰۶ (۰/۱۲)	۵/۵۶ (۳/۹۳)	
(4b)	۳/۶۸	-۰/۰۱	-۲/۲۲ (۱/۷۵)	۰/۱۴ (۱/۰۰)	...	۷/۰۷ [*] (۲/۵۸)	

جدول ۳

نتایج رگرسیون: بی ثباتی سیاسی و نسبت سرمایه گذاری به درآمد (IIR) ۱۹۶۳-۸۸

توجه: مدل، متغیر IIR را به صورت

$$IIR = a_1 + a_2 TRNS + e$$

خطاهای معیار رگرسیون (SEE) در پرانتز

آمده است.

رگرسیون	مقدار ثابت	TRNS	R ^۲ تعدیل شده	SEE
(۱) تمامی کشورها	۱۸/۳۰* (۱/۳۱)	۰/۰۰ (۱/۸۰)	-۰/۰۱	۸/۸۷
(۲) آفریقا	۱۴/۸۵* (۱/۵۷)	۰/۹۹* (۲/۱۷)	-۰/۰۹	۷/۶۷
(۳) آمریکای لاتین	۱۸/۳۸* (۱/۴۸)	۰/۴۷ (۲/۲۶)	-۰/۰۶	۵/۶۴
(۴) آسیا	۲۵/۳۲* (۳/۶۵)	۰/۸۲* (۴/۱۳)	-۰/۱۷	۸/۸۸

* در سطح ۵ درصد (یک طرفه)

معنی دار است.

گاستیل برای ۴۷ کشور به يك ضریب منفی (اندکی معنی دار) رسیدند. اما نتایج آنها تا حد زیادی بر حذف آگاهانه نسبت سرمایه گذاری به درآمد مبتنی بود و دلالت بر آن داشت که آزادی مدنی از طریق سرمایه گذاری بر رشد اقتصادی اثر می گذارد.

در واقع با حذف متغیر سرمایه گذاری، هم ضریب DPRI3 و هم میزان معنی دار بودن آن افزایش می یابد، هرچند این ضریب (از نظر آماری) همچنان بی معنی خواهد بود. (سطر 1b) این مطلب حکایت از آن دارد که سرکوب سیاسی می تواند نرخ رشد را از طریق اثرگذاری بر تشکیل سرمایه، تحت تأثیر قرار دهد. ذیلاً شواهد دیگری در تأیید این فرضیه ارائه می نمائیم.

سطرهای دوم تا چهارم جدول ۴ به ترتیب نتایج مربوط به آفریقا، آمریکای لاتین و آسیا را نشان می دهد. از این اطلاعات چنین برمی آید که در صورت لحاظ نمودن متغیر سرمایه گذاری، نتایج قاره ها با نتایج کل نمونه تفاوت آشکاری دارد زیرا در این صورت ضریب DPRI3 هرگز منفی نبوده و بطور معنی داری غیر صفر است.

جدول ۵ مدل تخمینی IIR را ارائه می دهد، که در آن به پیروی از کورمندی و مگوئیر يك ضریب ثابت و نیز DPRI3 تنها متغیرهای توضیح دهنده است. نتایج با جدول ۴ کاملاً سازگار است. تنها در مورد کل نمونه، شواهدی دال بر ارتباط منفی میان IIR و متغیر نماینده آزادی سیاسی وجود دارد.

برای اینکه از حساسیت یافته هایمان نسبت به چگونگی تدوین متغیر مجازی آزادی سیاسی آگاه گردیم، تمامی معادلات جداول ۴ و ۵ را با استفاده از يك متغیر مجازی DPRI4 مجدداً برآورد نمودیم. این متغیر مجازی به جای انتخاب عدد ۳ برای مرز تغییر، مقدار ۴ را (براساس شاخص گاستیل) برای مرز تغییر در نظر می گیرد. با وجود این باز به نتایج مشابهی دست می یابیم. (که در اینجا آورده نشده

سیاسی که بطور معمرل در سطح جهانی اندازه گیری می شود، تنها می تواند در سطح نواحی جغرافیایی کوچکتر (و نه کل جهان) معتبر باشد. از این گذشته، نتایج نسبت به (نحوه) تعریف معیار بی ثباتی نیز حساس است.

کورمندی و مگوئیر دریافته اند که میان بزرگی نسبت سرمایه به درآمد و متغیر سیاسی - نهادی همبستگی شدیدی وجود دارد. ما نیز با برآورد مدل های ساده ای برای نسبت سرمایه گذاری به درآمد (IIR) این مسیر تحقیق را دنبال می کنیم. به پیروی از کورمندی و مگوئیر مدلی را برای IIR برآورد می کنیم که در آن تنها متغیر توضیح دهنده، متغیر نماینده بی ثباتی سیاسی باشد. جدول ۳ نتایج این برآورد را ارائه می نماید. نتایج با آنچه در جدول ۲ آمده است، سازگار است. از جدول ۳ چنین پیداست که بی ثباتی سیاسی در آفریقا و آسیا با نسبت سرمایه گذاری به درآمد (IIR) ارتباطی منفی دارد. این نتایج نسبت به تعریف متغیر بی ثباتی سیاسی حساس نیست.

استفاده از دیگر مرزهای تغییر (متغیر مجازی) در تعریف معیارهای ثبات سیاسی، نتایج ما را دگرگون نمی سازد. یافته های ما دلالت بر آن دارد که بی ثباتی سیاسی در آفریقا و آسیا به طرق غیر مستقیم بر رشد اقتصادی اثر می گذارد.

۴- آزادی سیاسی و رشد اقتصادی

نخستین سطر جدول ۴ نتایج برآورد ما برای کل نمونه ۹۷ کشور را با استفاده از متغیر DPRI3 برای تمایز گذاشتن میان کشورها از نظر آزادی سیاسی ارائه می نماید. ۱۷ هر چند ضریب DPRI3 منفی است اما مقدار آن بسیار به صفر نزدیک است.

کورمندی و مگوئیر در رگرسیون خود برای شاخص آزادی مدنی

ضریب و (میزان) معنی دار بودن DPRI3 به ترتیب با ارقام جداول ۴ و ۵ شباهت بسیار دارد. در واقع، در معادلات مربوط به رشد و IIR برای دیگر گروه کشورها معنی دار بودن DPRI3 همان گونه است که در جداول ۴ و ۵ آمده است. (نتایج در اینجا آورده نشده است). از این رو، افزودن همزمان معیارهای ثبات سیاسی و آزادی سیاسی در نتیجه گیری ما تغییری ایجاد نمی کند.

نتیجه اینکه، گروههای منطقه‌ای خودمان را چندان مؤید دیدگاهمان دایر بر تأثیر منفی سرکوب سیاسی بر رشد اقتصادی نیافته ایم. تنها در مورد آمریکای لاتین شواهد حاکی از آن است که سرکوب سیاسی رشد اقتصادی را محدود می کند اما (حتی) این نتیجه گیری نیز نسبت به نحوه تعریف متغیر سرکوب سیاسی تا حدود زیادی حساس است. در آسیا سرکوب سیاسی و رشد اقتصادی با یکدیگر ارتباط مثبت دارند. از این نظر هم، میان نتایج کل نمونه کشورها و نواحی جغرافیایی کوچکتر، تفاوت‌های ملموسی وجود دارد.

۵- خلاصه و پیشنهاداتی برای مطالعات بعدی

این مقاله سه هدف را دنبال می کند: نخست آزمون اینکه آیا در مورد نواحی جغرافیایی کوچکتر نیز همان ارتباط تجربی میان بی ثباتی

است). اما نتایج برای آمریکای لاتین به نحو قابل ملاحظه‌ای تغییر می یابد. معادله رشد به صورت زیر خواهد بود:

$$Q = 3/45 \cdot DPRI4 - 1/76 \cdot L + 0/64 \cdot K + 0/37 \cdot R \quad (3)$$

(۱/۴۸) (۰/۰۳) (۰/۴۲) (۱۰/۶۰)

$$R^2 = 0/37 \quad SEE = 1/28$$

سرانجام اینکه، تمامی معادلات جداول ۴ و ۵ را با افزودن معیارهای بی ثباتی سیاسی و آزادی مدنی بطور همزمان از نو برآورد نمودیم. بارو دریافت که در چنین مواردی متغیر آزادی‌های مدنی اهمیت خود را در رگرسیون رشد از دست می دهد. برای کل نمونه ما معادلات به صورت زیر خواهد بود:

$$Q = 2/38 \cdot DPRI3 - 0/66 \cdot TRNS - 0/60 \cdot L + 0/66 \cdot K + 0/38 \cdot R \quad (2)$$

(۰/۵۳) (۰/۲۶) (۰/۲۷) (۰/۰۳) (۰/۸۵)

$$R^2 = 0/11 \quad SEE = 1/77$$

$$IIR = 23/09 \cdot DPRI3 - 7/27 \cdot TRNS - 1/74 \cdot L + 0/9 \cdot R \quad (1)$$

(۱/۴۹) (۱/۶۲) (۱/۵۸)

$$R = 0/14 \quad SEE = 8/17$$

جدول ۴

نتایج رگرسیون: آزادی سیاسی و رشد اقتصادی ۱۹۶۳-۸۸

توجه: مدل مورد تخمین معادله (۱) است که در

آن معیار DPRI3 به عنوان معیار آزادی

سیاسی به کار رفته است. خطاهای

معیار رگرسیون (SEE) در پرانتز نشان داده

شده است.

رگرسیون	مقدار ثابت	K	L	DPRI3	R ² تبدیل شده	SEE
همه کشورها:						
(1a)	۱/۷۷*	۰/۰۶*	۰/۶۴*	-۰/۵۵	۰/۰۹	۱/۷۹
	(۰/۸۷)	(۰/۰۳)	(۰/۲۸)	(۰/۵۴)		
(2b)	۳/۴۳*	۰/۴۶*	۰/۴۶*	-۰/۷۷	۰/۰۳	۱/۸۵
	(۰/۳۴)	(۰/۲۶)	(۰/۲۶)	(۰/۵۶)		
آفریقا:						
(2a)	۱/۱۹	۰/۱۰*	۰/۹۱*	-۱/۴۰	۰/۲۱	۱/۹۸
	(۱/۳۲)	(۰/۰۵)	(۰/۴۷)	(۱/۱۳)		
(2b)	۱/۳۱	۰/۳۵*	۱/۳۵*	-۱/۳۹	۰/۰۹	۲/۱۳
	(۱/۳۸)	(۰/۵۸)	(۰/۵۸)	(۱/۲۹)		
آمریکای لاتین:						
(3a)	۱/۹۴	۰/۰۲	۰/۸۸**	-۰/۹۲	۰/۱۸	۱/۴۶
	(۱/۷۸)	(۰/۰۶)	(۰/۴۶)	(۰/۷۱)		
(3b)	۲/۲۷	۰/۸۷**	۰/۸۷**	-۰/۹۶	۰/۲۲	۱/۴۳
	(۱/۲۸)	(۰/۴۴)	(۰/۴۴)	(۰/۶۱)		
آسیا:						
(4a)	۳/۹۷	۰/۰۸	۰/۴۱	۲/۶۸**	۰/۰۲	۳/۶۳
	(۳/۳۹)	(۰/۱۱)	(۰/۹۹)	(۱/۳۷)		
(4b)	۵/۵۸*	۰/۴۸	۰/۴۸	۲/۹۹**	۰/۰۳	۳/۶۱
	(۲/۲۴)	(۱/۰۰)	(۱/۲۷)	(۱/۲۷)		

جدول ۵

نتایج رگرسیون: آزادی سیاسی و نسبت سرمایه گذاری به درآمد ۸۸-۱۹۶۳

رگرسیون	ضریب ثابت	DPR13	R ² تعدیل شده	SEE
(۱) تمامی کشورها	۰/۹۷۲۱ (۰/۰۷)	۰/۸۵۶ (۱/۶۴)	۰/۱۴	۸/۱۷
(۲) آفریقا	۰/۸۷۱۲ (۲/۹۱)	۰/۳۹ (۳/۲۴)	-۰/۰۳	۸/۱۴
(۳) آمریکای لاتین	۰/۹۷۱۸ (۰/۹۷)	-۰/۷۵۲ (۲/۱۵)	۰/۰۲	۵/۵۷
(۴) آسیا	۰/۶۴۱۸ (۳/۴۵)	۱/۸۸ (۴/۳)	-۰/۰۴	۹/۹۲

توجه: مدل تخمینی $IIR = a_1 + a_2 DPR13 + e$ است.
خطاهای معیار رگرسیون (SEE) در پرانتز نوشته شده است.
* در سطح ۵ درصد (یک طرفه) معنی دار است.

پیروی از نوشته‌های اخیر، ما تخمین‌های خودمان را بر این پیش فرض استوار ساختیم که احتمالاً بی‌ثباتی و سرکوب سیاسی، رشد اقتصادی را مختل می‌سازد. اما ممکن است رابطه علی از آن سو برقرار باشد: به این معنی که چه بسا نتایج رشد اقتصادی بر ثبات سیاسی تأثیر گذارد. برای نمونه، منکورا اولسون (Mancur Olson) ادعا می‌کند:

در هر نظام اقتصادی رشد سریع اقتصادی لزوماً با تغییرات سریع و بنیادین در روش‌های انجام امور، در محل‌های انجام امور و در توزیع قدرت و منزلت اجتماعی همراه خواهد بود. بیشتر مردم چنان بخش بزرگی از زمان کاری خود را صرف کسب درآمد می‌کنند و چنان بخش بزرگی از موقعیت اجتماعی و نفوذ سیاسی آنان از موقعیت اقتصادی‌شان نشأت می‌گیرد که تغییر نظم اقتصادی لزوماً تأثیر عمده‌ای بر سایر جنبه‌های زندگی خواهد داشت... بنابراین تا زمانی که تحقیقات دیگری صورت پذیرد باید فرض را بر این بگذاریم که رشد سریع اقتصادی گاه می‌تواند یک نیروی در هم شکننده و ثبات‌زدا باشد و به بی‌ثباتی سیاسی بینجامد.^{۱۸}

آشکار است که نتایج ارائه شده در مقاله حاضر دیدگاه اولسون را تأیید نمی‌کند چرا که حتی اگر همبستگی معنی‌داری هم وجود داشته باشد، میان نرخ رشد اندک و بی‌ثباتی سیاسی است. با این حال احتمال دارد عملکرد ناموفق در زمینه رشد به بی‌ثباتی سیاسی بینجامد. مطالعات آتی باید به این موضوع بپردازند.

در این مقاله مدل رشد بسیار ساده‌ای را برای ارزیابی تأثیر بی‌ثباتی سیاسی و فقدان آزادی بر رشد اقتصادی بکار بردیم. ضروری است تا در مطالعات بعدی مدل‌های پیچیده‌تر رشد و سرمایه‌گذاری برای آزمون

سیاسی و آزادی سیاسی و رشد اقتصادی که بطور معمول در سطح کل جهان سنجیده شده است وجود دارد یا نه. دوم تحلیل اینکه آیا نتایج برآورد نسبت به نحوه تدوین یا تعریف معیارهای بی‌ثباتی سیاسی و آزادی حساس است. و سوم تحقیق در مورد ارتباط میان ثبات سیاسی و آزادی سیاسی و تشکیل سرمایه به منظور تعیین اینکه آیا متغیر سیاسی - نهادی از طریق نسبت سرمایه‌گذاری بر توسعه اقتصادی تأثیر می‌گذارد یا نه.

ما با استفاده از داده‌های ۹۷ کشور طی دوره زمانی ۸۸-۱۹۶۳ این مطلب را آزمودیم که آیا فقدان ثبات سیاسی و نبود آزادی سیاسی با رشد اقتصادی رابطه منفی دارد یا نه. ما یک مدل مقطعی از یک تابع تولید ساده نوکلاسیک را برآورد نمودیم. معیار ما برای بی‌ثباتی سیاسی تعداد دفعات انتقال دولت بود. دو متغیر مجازی مبتنی بر شاخص حقوق سیاسی گاستیل را برای اندازه‌گیری آزادی سیاسی به کار بردیم. نخستین نتیجه اینکه نتایج گروه کشورها در نواحی جغرافیایی مختلف غالباً با یکدیگر تفاوتی آشکار دارد. دریافتیم که این دیدگاه که بی‌ثباتی سیاسی هم به طریق مستقیم و هم از راه تأثیر بر رشد سرمایه سبب کاهش رشد اقتصادی می‌گردد تنها در آفریقا به شکل قابل تأملی تأیید می‌شود. اما نتایج مربوط به معادله رشد برای آفریقا نسبت به (تغییر) تعریف معیار بی‌ثباتی سیاسی حساس‌تر است. در آسیا، شواهدی دال بر اینکه بی‌ثباتی سیاسی، سرمایه‌گذاری را مختل می‌سازد وجود دارد. شواهد قابل تأملی نیز مبنی بر اینکه در آمریکای لاتین سرکوب سیاسی از رشد اقتصادی می‌کاهد وجود دارد، اما این نتیجه تا حدود زیادی به نحوه تدوین متغیر سرکوب سیاسی بستگی دارد. در آسیا سرکوب سیاسی و رشد اقتصادی با یکدیگر رابطه‌ای مثبت دارند. موضوع مهمی که در این مقاله به آن نپرداخته‌ایم رابطه علی است. به

● پی نوشتها

نکرده‌ایم. به پیشنهاد یکی از داوران، مدل را با استفاده از نرخ رشد سرمایه‌گذاری منهای نرخ رشد جمعیت برآورد نمودیم تا همبستگی متغیرهای دست راست را در نظر گرفته باشیم. اما این مسئله بر نتایج عمومی ما تأثیری نداشت.

8. International Monetary Fund, **International Financial Statistics Yearbook** (Washington, D.C: IMF, 1990 and 1991), vols. 43 and 44.

9. R. Summers and A. Heston, «The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988», **Quarterly Journal of Economics** 106 (May 1991): 2327-68.

10. Sebastian Edwards and Guido Tabellini, «Explaining Fiscal Policies and Inflation in Development Countries», **Journal of International Monetary and Finance** 10, Suppl. (1991): S16-S48.

ما همچنین یک مدل دو بخشی بر اساس تعداد انتقالات غیرمعمول دولتها (کودتا) تدوین کردیم ولی از آنجا که این متغیر نیز نتایج قبل را حاصل آورد، آنها را در اینجا ارائه نکرده‌ایم.

11. C. L. Taylor and D. Jodice, **World Handbook of Social and Political Indicators** (New Haven, Conn.: Yale University Press, 1983).

12. Arthur S. Banks, **Political Handbook of World** (New York: Mc Graw - Hill), Various issues.

۱۳. با مبنای قرار دادن عدد ۵ به عنوان مرز تغییر نیز مدل را سنجیدیم اما این نیز ما را به نتایج مشابه مدل PRI4 رسانید.

14. Kormendi and Meguire (n.3 above), p. 46.

15. H. White, «A Heteroskedasticity - Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity», **Econometrica** 48 (May 1980): 814-38.

۱۶. باید مطابقت بسیار ضعیف مدل برای آسیا را به یاد داشت. این مدل آشکارا توان تبیین الگوهای توسعه‌ی شدت و اگر در آسیا را ندارد. متغیرهای مجازی کشور. متعددی را به منظور بهبود تطبیق مدل به کار بردیم اما نتایج اصلی در مورد معنی دار بودن ضریب TRNS تغییری نکرد.

۱۷. برای جزئیات بیشتری درباره‌ی تدوین این متغیر مجازی به بخش دوم مقاله نگاه کنید.

18. Mancur Olson, «Rapid Economic Growth as a Destabilizing Force», **Journal of Economic History** 23 (1963) 519-52 quote on 550.

1. David Marquand, «Political Institutions and Economic Performance», in **Government and Economies in the Postwar World**, ed. Andrew Graham and Anthony Seldon (London: Routledge, 1990).

2. Larry Sirowy and Alex Inkeles, «The Effects of Democracy on Economic Growth and Inequality: A Review», **Studies in Comparative International Development** 25, No.1 (Spring 1990): 126-57.

3. Gerard W. Scully, «The Institutional Framework and Economic Development», **Journal of Political Economy** 96 (Oct 1988): 652-62; Roger C. Kormendi and Philip G. Meguire, «Macroeconomic Determinants of Growth: Cross - Country Evidence», **Journal of Monetary Economics** 16, No.2 (Sept. 1985): 141-63; Kevin B. Grier and Gordon Tullock, «An Empirical Analysis of Cross - National Economic Growth, 1951- 80», **Journal of Monetary Economics** 24 (Aug 1989): 259-76; and Robert J. Barro, «A Cross - Country Study of Growth, Saving and Government», Working Paper no. 2855 (National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass, Feb. 1989).

4. Raymond D. Gastil, **Freedom in the World** (Oxford: Clio), Various vols.

برای بحثی در زمینه این داده‌ها به بخش دوم (مقاله) نگاه کنید.

5. Barro, pp. 21-22.

6. Augustin Kwasi Fosu, «Political Instability and Economic Growth: Evidence from Sub - Saharan Africa», **Economic Development and Cultural Change** 40 (July 1992): 829-41.

۷. این مدل به آنچه که فوسو به کار برده است شباهت بسیار دارد. او نیز صادرات را به عنوان یک متغیر توضیحی وارد مدل خود نموده است. اما افزودن صادرات در یک تابع تولید جمعی شاید محل تردید باشد. ما از توجیه نظری قابل پذیرشی برای این روش آگاه نیستیم و از این رو صادرات را وارد مدل خود