

# بی ثباتی سیاسی، آزادی و رشد اقتصادی

شواهدی دیگر\*

نویسندگان: **جاکوب دو هان**

**کلمنس ال. جی. زیبرمن**

مترجم: **محمد زاهدی\***

## چکیده

این مقاله، با استفاده از داده‌های ۹۷ کشور در سالهای ۱۹۶۳-۱۹۸۸، تأثیر عوامل سیاسی و سازمانی را بر رشد اقتصادی و همچنین تأثیر بی‌ثباتی سیاسی و نبود آزادی را بر رشد اقتصادی بررسی کرده است. مقاله نتیجه گرفته است که ناکامی در زمینه رشد اقتصادی می‌تواند به بی‌ثباتی سیاسی بینجامد.

## ۱. مقدمه

تاکنون در مآلهای اقتصادی، مسئله تأثیر عوامل سیاسی و سازمانی بر نرخ رشد اقتصادی، مورد توجه فراوان قرار گرفته است. آدام اسمیت (و حتی کسانی پیش از او) دریافتند که عملکرد اقتصاد تا حدودی بر مبنای عوامل سیاسی و سازمانی قرار دارد. اما متأسفانه، برای کشف این مسئله که چگونه و در چه وضعیتی، چنین عواملی بر اقتصاد اثر می‌گذارند، تلاشی صورت نگرفته است.<sup>(۱)†</sup>

\* Jakob de Haan and Clemens L.J. Siermann (1996). Political Instability, Freedom, and Economic Growth: Some Further Evidence. *Economic Development and Cultural Change*. pp. 339-350.

\* عضو هیأت علمی دانشگاه پیام نور

† اعداد داخل دو کمان، به یادداشتهای پایان مقاله اشاره دارد.

تنها در این اواخر، تلاشهای منسجمتری در جهت تحلیل اهمیت عوامل سیاسی و سازمانی در توصیف تفاوت رشد اقتصادی میان کشورهای مختلف صورت پذیرفته است. برای مثال، بسیاری از پژوهشگران این مطلب را مورد آزمون قرار داده‌اند که آیا ویژگی مردمسالارانه آیین سیاسی ملی و سازمانها می‌تواند به توصیف تفاوت میان توسعه ملی (کشورها) کمک نماید. سیرووی و اینکلز، ۱۳ مطالعه از این قسم را بررسی کرده‌اند. تمام این مطالعات، در پی ارزشیابی نتایج اقتصادی حاصل از تفاوت در ویژگی مردمسالارانه رژیمهای سیاسی ملی بوده‌اند. سیرووی و اینکلز نتیجه‌گیری کردند که مطالعات مورد بررسی ایشان، تصویری روشن از تأثیر مردمسالاری بر رشد اقتصادی ارائه نمی‌دهند.<sup>(۲)</sup>

ارتباط میان آزادی مدنی و سیاسی از یک سو، 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 آن هستند که دستیابی به نرخهای بالای رشد، مستلزم نظارت‌های اقتصادی و آزادی محدود شده است. چهار مطالعه جدید مقطعی در زمینه رشد اقتصاد، شواهدی دال بر آن یافته‌اند که نبود آزادیهای مدنی و سیاسی، ارتباط منفی با رشد اقتصادی دارند.<sup>(۳)</sup> تمام این مطالعات، معیارهای گاستیل در مورد آزادیهای مدنی یا حقوق سیاسی را به کار برده‌اند.<sup>(۴)</sup> اسکولی در مورد ۱۱۵ اقتصاد مبتنی بر بازار طی دوره ۱۹۶۰-۱۹۸۰ نتیجه می‌گیرد که جوامع باز سیاسی، که آزادی سیاسی، مدنی و اقتصادی را تعهد نموده‌اند، با نرخیه سه برابر نرخ رشد جوامعی که این آزادیها در آنجا محدود شده است، رشد می‌یابند. کورمندی و مگوئیر، در مورد ۴۷ کشور نمونه خود دریافته‌اند که کشورهایی که در حد گسترده‌ای آزادی مدنی دارند، از نرخ رشدی در حدود یک درصد بیشتر برخوردارند. گرایر و تولوک نیز نتیجه گرفته‌اند که کشورهای سرکوبگر در آفریقا و آمریکا از رشدی در حدود ۱/۵ درصد کمتر از نرخ رشد سالانه دیگر کشورهایی که در مطالعه‌شان آورده‌اند، برخوردار بوده‌اند. نتایج بارو، با نمونه‌ای از ۹۸ کشور نیز مؤید آن است که حقوق سیاسی محدود شده با نرخ رشد سرانه کمتر همراه است.

به تازگی نیز برخی پژوهشگران، موضوع بی‌ثباتی سیاسی و رشد اقتصادی را بررسی کرده‌اند. بیشتر مطالعات، تأکید می‌ورزند که بی‌ثباتی سیاسی مانع مهمی در راه رشد اقتصادی به شمار

می‌رود، زیرا بی‌ثباتی سیاسی، عرضه سرمایه و نیروی کار را کاهش می‌دهد. در چنین وضعیتی احتمال مخاطره فزاینده سرمایه، سرمایه‌گذاری را محدود ساخته و آشفته‌گیهای سیاسی به خروج سرمایه و فرار مغزها می‌انجامد. همچنین ناآرامی سیاسی، برقراری نظام حقوق مالکیت را مختل می‌کند. برقراری این حقوق، کسب منافع حاصل از مبادلات غیرشخصی<sup>۱</sup> را میسر می‌سازد.

بارو به منظور سنجیدن بی‌ثباتی سیاسی در این مدل مقطعی برای ۹۸ کشور طی دوره ۱۹۶۰-۱۹۸۵ دو متغیر در نظر گرفت. متغیر اول، تعداد انقلابها و کودتاها در سال، و متغیر دوم، تعداد قتل‌های سیاسی هر سال، به ازای هر یک میلیون نفر بود.<sup>(۵)</sup> او این متغیرها را به عنوان تأثیرات نامساعد بر حقوق مالکیت تفسیر می‌نماید و درمی‌یابد که هر دو متغیر، تأثیر منفی چشمگیری بر رشد اقتصادی دارند. فوسو، اهمیت بی‌ثباتی سیاسی از سال ۱۹۶۰ تا ۱۹۸۶ برای ۳۱ کشور جنوب صحرای آفریقا را مورد بررسی قرار داد. او نتیجه گرفت که به طور معمول، بی‌ثباتی سیاسی تأثیری زیانبار بر رشد اقتصادی دارد.<sup>(۶)</sup>

مایه تعجب فراوان است که بیشتر مطالعات مطرح شده تا اینجا، میان گروه‌های مختلف کشورها، تمایزی قایل نمی‌شوند. نخستین هدف مقاله حاضر، آزمون اعتبار ارتباط تجربی میان بی‌ثباتی سیاسی و آزادی سیاسی - همان‌طور که پژوهشگران برای کل جهان سنجیده‌اند - برای نواحی جغرافیایی کوچکتر است. دومین منظور تحلیل آن است که دریابد نتایج برآوردهای پیشگفته نسبت به تعریف متغیرهای مربوط به بی‌ثباتی و آزادی سیاسی حساس است. ما با استفاده از نمونه‌ای، شامل ۹۷ کشور، طی دوره ۱۹۶۳ تا ۱۹۸۸، در پی آن هستیم که دریابیم آیا بی‌ثباتی سیاسی و نبود آزادی سیاسی با رشد اقتصادی ارتباطی منفی دارد. ما شواهدی به دست آورده‌ایم مبنی بر اینکه بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی در آفریقا تأثیر می‌گذارد. اما این یافته‌ها چندان استوار نیستند، چرا که کاربرد دیگر معیارهای بی‌ثباتی سیاسی، این نتایج را کاملاً و به نحوی غیرمنتظره تغییر می‌دهند. شواهدی دال بر وجود ارتباط منفی میان سرکوب سیاسی و توسعه اقتصادی در آفریقا وجود دارد. نشان خواهیم داد که این نتیجه‌گیری تا حد زیادی وابسته به این است که متغیر کنترل سیاسی چه باشد.

۱. Impersonal Exchange - مبادله‌ای که در آن شخصیت طرفین مبادله نقشی ندارد.

به اعتقاد کورمندی و مگوئیر، سرکوب سیاسی از طریق نسبت سرمایه‌گذاری به درآمد<sup>۱</sup>، به شدت بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. سومین هدف این مقاله، بسط مسیر پژوهشی ایشان از طریق سنجش ارتباط میان ثبات سیاسی و آزادی سیاسی و نسبت سرمایه‌گذاری به درآمد است. یافته‌های ما حاکی از آن است که شاخصهای ما برای بی‌ثباتی سیاسی در آفریقا و آسیا با نسبت سرمایه‌گذاری به درآمد، ارتباط منفی دارند. شواهد قابل تأملی در دست است مبنی بر اینکه در آمریکای لاتین، سرکوب سیاسی تشکیل سرمایه را محدود می‌سازد.

مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است. در بخش دوم، به بحث در باره مدل و اطلاعات خود می‌پردازیم. در بخش سوم، نتایج برآورد را با عطف توجه به ارتباط میان بی‌ثباتی سیاسی و رشد اقتصادی ارائه می‌دهیم. در بخش چهارم، یافته‌های خود را با توجه به تأثیر متغیر آزادی سیاسی آورده‌ایم. در این قسمت، یافته‌های بارور را نیز آورده‌ایم. این یافته‌ها نشان می‌دهد که ورود همزمان متغیرهای بی‌ثباتی سیاسی و آزادی سیاسی او در یک رابطه رگرسیونی رشد، به بی‌معنا شدن ضریب متغیر آزادیهای مدنی می‌انجامد. سرانجام در بخش پنجم، خلاصه مقاله و پیشنهادهایی برای مطالعه بعدی را آورده‌ایم.

## ۲. مدل و داده‌های مطالعه

شکل‌های مختلفی از معادله مقطعی زیر را برآورد نموده‌ایم.<sup>(۷)</sup>

$$Q = a_0 + a_1L + a_2K + a_3P + v \quad (1)$$

که در آن،  $Q$ ،  $L$  و  $K$  به ترتیب، نرخهای متوسط رشد محصول ناخالص داخلی، جمعیت و سرمایه و  $P$  معیاری از بی‌ثباتی سیاسی یا نبود آزادی سیاسی است و  $v$  جمله خطا می‌باشد. انتظار ما این است که ضریبهای  $a_1$  و  $a_2$  مثبت باشند، حال آنکه بیشتر پژوهشهای قبلی، بر منفی بودن ضریب  $a_3$  دلالت دارند.

برای دوره زمانی ۱۹۶۳-۱۹۸۸، اطلاعاتی برای مجموعه‌ای از ۹۷ کشور را تدارک دیده‌ایم. این نمونه، کشورهای عمده صادرکننده نفت را شامل نمی‌شود. محصول ناخالص داخلی سرانه بالای این کشورها ناشی از درآمدهای هنگفت حاصل از فروش منابع طبیعی است. ارقام متوسط نرخ رشد محصول ناخالص داخلی واقعی را از شماره‌های مربوط به سالهای ۱۹۹۰ و ۱۹۹۱ سالنامه آمارهای مالی بین‌المللی<sup>۱</sup>، از انتشارات صندوق بین‌المللی پول به دست آورده‌ایم.<sup>(۸)</sup> به پیروی از فوسو، اطلاعات مربوط به نرخ رشد سرمایه را به صورت میانگین سرمایه‌گذاری ناخالص به عنوان درصدی از محصول ناخالص داخلی محاسبه کرده‌ایم که از مجموعه اطلاعاتی سامرز و هستون آورده‌ایم.<sup>(۹)</sup> اطلاعات مربوط به نرخ رشد جمعیت را نیز از همین منبع گرفته‌ایم.

معیار ما از بی‌ثباتی سیاسی (TRNS) دربردارندهٔ تعداد تغییرات دولت است. این متغیر در صورتی که تعداد تغییرات دولت از هفت بار فراتر رود (میانۀ تغییرات دولتها برای کشورهای نمونه ما) مقدار عددی یک را اختیار می‌کند، و در غیر این صورت، مقدار آن برابر صفر خواهد بود. در مقایسه با دیگر مطالعاتی که تغییر دولت را به عنوان شاخصی از بی‌ثباتی سیاسی به کار برده‌اند - نظیر ادواردز و تابلیتی - ما از تعداد کل تغییرات دولت استفاده نمی‌کنیم.<sup>(۱۰)</sup> دیگر معیارهای بی‌ثباتی سیاسی را نیز آزموده‌ایم. انتخاب شش مورد انتقال دولت (میانگین مربوط به آفریقا) و هشت مورد (میانگین مربوط به آمریکای لاتین) شقوق جایگزین دیگر بودند. داده‌های مربوط به تغییرات دولتها برای دورهٔ ۱۹۶۳ تا ۱۹۷۷ را از تیلر و جودایس گرفته‌ایم.<sup>(۱۱)</sup> معیارهای بی‌ثباتی خود برای دورهٔ ۱۹۷۸-۱۹۸۸ را از شماره‌های مختلف کتاب راهنمای سیاسی جهان، اثر بانکز تهیه کرده‌ایم.<sup>(۱۲)</sup>

گاستیل دو معیار آزادی مدنی و آزادی سیاسی را برای آزادی تهیه کرده است. رتبه‌بندی (کشورها از نظر) حقوق مدنی، دربردارندهٔ سنجش حقوق اشخاص (از قبیل استقلال نظام قضایی و آزادی بیان) است. رتبه‌بندیهای حقوق سیاسی بر مبنای میزان کنترلی است که افراد جامعه بر حکمرانان دارند. این معیار بر مبنای مواردی همچون آزادی و فرایند انتخاباتی، وجود ارباب مبتنی بر خشونت (خشونت سیاسی) و وجود یک گروه مخالف (اپوزیسیون) فعال استوار است.

این شاخص از عدد یک، آزادترین تا هفت، محدودترین (کشور) را شامل است. از آنجا که هر دو معیار آزادی به شدت به یکدیگر همبسته هستند، در بخش چهارم تنها رگرسیون با استفاده از متغیر مجازی را که براساس شاخص حقوق سیاسی گاستیل است، آورده‌ایم. مقدار متغیر مجازی DPRI3 عدد یک خواهد بود، اگر متوسط شاخص حقوق سیاسی گاستیل برای دوره ۱۹۷۳-۱۹۸۶، سه یا بیشتر باشد، و در غیر این صورت، مقدار آن صفر خواهد بود. برای متغیر مجازی DPRI4 متوسط چهار به عنوان مرز تغییر<sup>۱</sup> انتخاب شده است. با استفاده از این دو متغیر مجازی می‌توانیم حساسیت نتایج را نسبت به تبدیلات جایگزین (اینکه تعریف متغیر چه باشد) مورد بررسی قرار دهیم. در بخش چهارم، نشان می‌دهیم که نتایج واقعاً نسبت به تعریف متغیر مجازی حقوق سیاسی از خود حساسیت نشان می‌دهند.<sup>(۱۳)</sup>

جدول ۱، خلاصه داده‌های ما را دربردارد. جالب است یادآور شویم که واریانس بی‌ثباتی سیاسی در گروه‌های مختلف کشورهای مورد بررسی، بسیار به یکدیگر شبیه است. احتمالاً بجز مورد آفریقا، این مطلب برای متغیر آزادی سیاسی نیز صادق است. بخش پایینی جدول ۱، ضریب‌های همبستگی جزئی میان متغیرهای ما برای بی‌ثباتی سیاسی و آزادی سیاسی را نشان می‌دهد. این بخش، حاکی از آن است که این همبستگی ناچیز است.

### ۳. بی‌ثباتی سیاسی و رشد اقتصادی

پیش از برآورد مدل نخست باید با مشکلی که کورمندی و مگوئیر تشخیص داده‌اند، مقابله نماییم.<sup>(۱۴)</sup> به باور ایشان، اگر متغیر سیاسی - سازمانی به تنهایی از طریق نسبت سرمایه گذاری بر توسعه اقتصادی تأثیر گذارد، افزودن متغیر رشد سرمایه این اثر را از میان خواهد برد. از این رو، ما نیز با خارج ساختن سرمایه گذاری در تخمین مدل از کورمندی و مگوئیر دنباله‌روی کردیم. براساس پیشنهاد ایشان، ما نیز مدل ساده‌ای را برای نسبت سرمایه گذاری به درآمد برآورد نمودیم. نتایج تخمین نسبت سرمایه گذاری به درآمد (IIR) در دومین قسمت این بخش آورده شده است.

## جدول ۱. خلاصه نتایج متغیرهای مستقل و وابسته

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

توجه: تعداد کشورها در پرانتز ذکر شده است. L, K, Q، به ترتیب، نرخ رشد محصول ناخالص داخلی واقعی، سرمایه (درصدی از محصول ناخالص داخلی که سرمایه گذاری می شود) و جمعیت هستند. اگر تعداد تغییرات دولتها از هفت بیشتر باشد، مقدار متغیر بی ثباتی سیاسی (TRNS) عدد یک خواهد بود، و در غیر این صورت، صفر است. در مواردی که میانگین شاخص حقوق سیاسی گاستیل طی دوره ۱۹۷۳-۱۹۸۶ سه یا بیشتر باشد، مقدار متغیر آزادی سیاسی (DPRI3) عدد یک خواهد بود، و در غیر این صورت، صفر است. برای متغیر DPRI4، متوسط چهار یا بیشتر به عنوان مرز تغییر (مقدار متغیر مجازی) تعیین شده است.

## جدول ۲. نتایج رگرسیون: بی‌ثباتی سیاسی و رشد اقتصادی ۱۹۶۳-۱۹۸۸

SEE	R <sup>۲</sup> تعدیل شده	TRNS	L	K	مقدار ثابت	رگرسیون
						همه کشورها:
۱/۷۹	۰/۰۹	-۰/۵۵ (۰/۳۶)	۰/۴۵** (۰/۲۴)	۰/۰۷* (۰/۰۳)	۲/۱۳* (۰/۸۸)	(1a)
۱/۸۵	۰/۰۳	-۰/۶۵ (۰/۳۹)	۰/۱۸ (۰/۱۷)	... ...	۳/۹۲* (۰/۴۸)	(1b)
						آفریقا:
۱/۹۶	۰/۲۳	-۱/۳۳* (۰/۵۲)	۰/۹* (۰/۴۴)	۰/۰۸ (۰/۰۵)	۰/۷۷ (۱/۴۵)	(2a)
۲/۰۲	۰/۱۸	-۱/۷۷ (۰/۶۴)	۱/۲* (۰/۵۸)	... ...	۱/۰۹ (۱/۴۹)	(2b)
						آمریکای لاتین:
۱/۵۳	۰/۱	-۰/۳۴ (۰/۶۱)	۰/۹۳** (۰/۵)	۰/۰۳ (۰/۰۶)	۱/۳ (۱/۶)	(3a)
۱/۵	۰/۱۴	-۰/۴۴ (۰/۶۳)	۰/۹۲** (۰/۴۹)	... ...	۱/۸۵ (۱/۳۳)	(3b)
						آسیا:
۳/۷۳	-۰/۰۴	-۱/۷۲ (۲/۱۴)	۰/۱۳ (۱)	۰/۰۶ (۰/۱۲)	۵/۵۶ (۳/۹۳)	(4a)
۳/۶۸	-۰/۰۱	-۲/۲۲ (۱/۷۵)	۰/۱۴ (۱)	... ...	۷/۰۷* (۲/۵۸)	(4b)

توجه: مدل مورد تخمین معادله یک است که در آن معیار ما از بی‌ثباتی سیاسی (TRNS)، تعداد تغییرات دولتهاست. اگر تعداد تغییر دولت از هفت بار بیشتر باشد، مقدار این متغیر یک خواهد بود، و در غیراین صورت، مقدار صفر را اختیار می‌کند. برای توضیح در مورد سایر متغیرها، به بخش ۲ مراجعه کنید. خطاهای معیار رگرسیون SEE در پرانتز آورده شده است.

\* در سطح ۵ درصد (یکطرفه) معنادار است.

\*\* در سطح ۱۰ درصد (یکطرفه) معنادار است.



سطر 1a جدول ۲، نتایج برآورد معادله یک که در آن از معیار TRNS به عنوان بی ثباتی سیاسی استفاده شده است را برای کل نمونه ۹۷ کشوری ما ارائه می دهد. خطاهای معیار این ضریبها براساس ماتریس سازگاری کوواریانس ناهمسانی وایت<sup>۱</sup> است. (۱۵) بیشتر ضریبها در سطح ۱۰ درصد و بالاتر معنادار هستند. ضریب متغیر بی ثباتی سیاسی منفی است، اما چندان معنادار نیست. حذف متغیر سرمایه گذاری معنادار بودن آن را تنها اندکی افزایش می دهد (سطر 1b).

به طور جداگانه، مدلی را برای سه قاره آفریقا، آمریکای لاتین و آسیا برآورد نمودیم. بی ثباتی سیاسی در آفریقا به عنوان یک عامل بسیار مهم در تعیین رشد اقتصادی جلوه گراست (سطرهای 2a و 2b از جدول ۲). فوسو نیز برای نمونه خود از ۳۱ کشور جنوب صحرای آفریقا طی دوره ۱۹۶۰-۱۹۸۶ دریافت که بی ثباتی سیاسی به شدت رشد اقتصادی را مختل نموده است. اما در صورتی که معیارهای دیگری برای بی ثباتی سیاسی به کار رود، نتایج به نحو چشمگیری تغییر خواهند کرد. برای مثال، استفاده از TRNS6 به نتایج زیر می انجامد - این متغیر اگر تعداد تغییرات دولت از ۶ فراتر باشد، مقدار یک را اختیار می کند، و در غیر این صورت، مقدار آن صفر خواهد بود (مقدار ۶ برابر متوسط تغییر دولت در آفریقاست).

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

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

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

ضریب TRNS در آمریکای لاتین معنادار نیست (سطر 3a از جدول ۲). این نتایج با حذف متغیر سرمایه گذاری تغییر 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 معنادار بودن 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 گذارد. این یافته ها با استفاده از دیگر معیارهای مربوط به بی ثباتی سیاسی نیز تغییری نخواهند کرد.

نتیجه اینکه حمایت‌هایی از این دیدگاه که بی‌ثباتی سیاسی به طور مستقیم رشد اقتصادی در آفریقا و نه در آمریکای لاتین و آسیا را محدود می‌سازد، یافته‌ایم. بنابراین، براساس نتایج ما، ارتباط تجربی میان عملکرد اقتصادی و بی‌ثباتی سیاسی که به طور معمول در سطح جهانی اندازه‌گیری می‌شود، تنها در سطح نواحی جغرافیایی کوچکتر (و نه کل جهان) معتبر است. علاوه بر این، نتایج نسبت به نحوه تعریف معیار بی‌ثباتی نیز حساس هستند.

کورمندی و مگوئیر دریافته‌اند که میان اندازه نسبت سرمایه به درآمد و متغیر سازمانی-سیاسی، همبستگی شدیدی وجود دارد. ما نیز با برآورد مدل‌های ساده‌ای برای نسبت سرمایه گذاری به درآمد (IIR) این مسیر پژوهش را دنبال می‌کنیم. به پیروی از کورمندی و مگوئیر، مدلی را برای IIR برآورد می‌کنیم که در آن تنها متغیر توضیحی، (متغیر) نماینده بی‌ثباتی سیاسی باشد. جدول ۳، نتایج برآورد را ارائه می‌نماید. نتایج با آنچه در جدول ۲ آمده است، سازگار است. از جدول ۳ چنین برمی‌آید که بی‌ثباتی سیاسی در آفریقا و آسیا با نسبت سرمایه گذاری به درآمد (IIR) ارتباطی منفی دارد. این نتایج نسبت به تعریف متغیر بی‌ثباتی سیاسی حساس نیستند. استفاده از مرزهای دیگر تغییر (برای متغیر مجازی) در تعریف معیارهای ثبات سیاسی، نتایج ما را دگرگون نمی‌سازند. یافته‌های ما دلالت بر آن دارد که بی‌ثباتی سیاسی در آفریقا و آسیا به طرق غیرمستقیم بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد.

#### ۴. آزادی سیاسی و رشد اقتصادی

نخستین سطر جدول ۴، نتایج برآورد ما برای کل نمونه ۹۷ کشور را با استفاده از متغیر DPR13 که به تفاوت میان کشورها از نظر آزادی سیاسی مربوط است، ارائه می‌نماید. (۱۷) هر چند ضریب DPR13 منفی است، اما مقدار آن بسیار به صفر نزدیک است. کورمندی و مگوئیر در مدل رگرسیون خود برای ۴۷ کشور برای شاخص آزادی مدنی گاستیل به یک ضریب منفی (اندکی معنادار) رسیدند. نتایج آنها که تا حد زیادی بر حذف آگاهانه متغیر سرمایه گذاری به درآمد مبتنی است، دلالت بر آن دارد که آزادی مدنی از طریق سرمایه گذاری بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد. در واقع، با حذف متغیر سرمایه گذاری، هم ضریب DPR13 و هم میزان معنادار بودن آن افزایش

می‌یابد، هر چند ضریب (از نظر آماری) همچنان بی‌معنا خواهد بود. (سطر 1b) این مطلب خاطر نشان می‌سازد که سرکوب سیاسی می‌تواند نرخ رشد را از طریق تشکیل سرمایه، تحت تأثیر قرار دهد. در زیر، شواهد دیگری در حمایت از این فرضیه را ارائه می‌نمایم.

سطرهای ۲ تا ۴ از جدول ۴، به ترتیب، نتایج مربوط به آفریقا، آمریکای لاتین و آسیا را نشان می‌دهد. از این اطلاعات چنین برمی‌آید که در صورت لحاظ نمودن متغیر سرمایه‌گذاری، نتایج قاره‌ها با نتایج کل نمونه تفاوت آشکاری دارد. ضریب DPR13 هرگز منفی نبوده و به طور معنی‌داری غیرصفر است.

جدول ۵، مدل تخمینی IIR را ارائه می‌دهد که در آن به پیروی از کورمندی و مگوئیر، DPR13 تنها متغیر توضیحی 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.

جدول ۳. نتایج رگرسیون: بی‌ثباتی سیاسی و نسبت سرمایه‌گذاری به درآمد (IIR)

SEE	R <sup>۲</sup> تعدیل شده	TRNS	مقدار ثابت	رگرسیون
۸/۸۷	-۰/۰۱	۰	۱۸/۳*	(۱) همه کشورها
		(۱/۸)	(۱/۳۱)	
۷/۶۷	۰/۰۹	-۵/۹۹*	۱۴/۸۵*	(۲) آفریقا
		(۲/۱۷)	(۱/۵۷)	
۵/۴۶	۰/۰۶	-۳/۴۷	۱۸/۳۸*	(۳) آمریکای لاتین
		(۲/۲۶)	(۱/۴۸)	
۸/۸۸	۰/۱۷	-۸/۸۲*	۲۵/۳۲*	(۴) آسیا
		(۴/۱۳)	(۳/۶۵)	

توجه: مدل، (متغیر) IIR را به صورت  $IIR = a_1 + a_2 TRNS + e$  برآورد می‌نماید. خطاهای معیار رگرسیون در پراتنز آمده‌اند.

\* در سطح ۵ درصد (یکطرفه) معنادار است.

جدول ۴. نتایج رگرسیون: آزادی سیاسی و رشد اقتصادی ۱۹۶۳-۱۹۸۸

SEE	R <sup>2</sup> تعدیل شده	DPR13	L	K	مقدار ثابت	رگرسیون
						همه کشورها:
۱/۷۹	۰/۰۹	-۰/۵۵ (۰/۵۴)	۰/۶۴* (۰/۲۸)	۰/۰۶* (۰/۰۳)	۱/۷۷* (۰/۸۷)	(1a)
۱/۸۵	۰/۰۳	-۰/۷۷ (۰/۵۶)	۰/۴۶ (۰/۲۶)		۳/۴۳* (۰/۳۴)	(1b)
						آفریقا:
۱/۹۸	۰/۲۱	-۱/۴ (۱/۱۳)	۰/۹۱* (۰/۴۷)	۰/۱* (۰/۰۵)	۱/۱۹ (۱/۳۲)	(2a)
۲/۱۳	۰/۰۹	-۱/۳۹ (۱/۲۹)	۱/۳۵* (۰/۵۸)		۱/۳۱ (۱/۳۸)	(2b)
						آمریکای لاتین:
۱/۴۶	۰/۱۸	-۰/۹۲ (۰/۷۱)	۰/۸۸** (۰/۴۶)	۰/۰۲ (۰/۰۶)	۱/۹۴ (۱/۷۸)	(3a)
۱/۴۳	۰/۲۲	-۰/۹۶ (۰/۶۱)	۰/۸۷** (۰/۴۴)		۲/۲۷ (۱/۲۸)	(3b)
						آسیا:
۳/۶۳	۰/۰۲	۲/۶۸** (۱/۳۷)	-۰/۴۱ (۰/۹۹)	۰/۰۸ (۰/۱۱)	۳/۹۷ (۳/۳۹)	(4a)
۳/۶۱	۰/۰۳	۲/۹۹** (۱/۲۷)	-۰/۴۸ (۱)		۵/۵۸* (۲/۲۴)	(4b)

توجه: مدل مورد تخمین معادله (۱) است که در آن معیار DPR13 به عنوان معیار آزادی سیاسی استفاده شده

است. خطاهای معیار رگرسیون (SEE) در پرانتز نشان داده شده است.

\* در سطح ۵ درصد (یکطرفه) معنادار است.

\*\* در سطح ۱۰ درصد (یکطرفه) معنادار است.

جدول ۵. نتایج رگرسیون: آزادی سیاسی و نسبت سرمایه گذاری به درآمد ۱۹۶۳-۱۹۸۸

SEE	R <sup>۲</sup> تعدیل شده	DPRI3	ضریب ثابت	رگرسیون
۸/۱۷	۰/۱۴	-۶/۸۵*	۲۱/۹۷*	(۱) همه کشورها
		(۱/۶۴)	(۱/۰۷)	
۸/۱۴	-۰/۰۳	۰/۳۹	۱۲/۸۷*	(۲) آفریقا
		(۳/۲۴)	(۲/۹۱)	
۵/۵۷	۰/۰۲	-۲/۷۵*	۱۸/۱۳*	(۳) آمریکای لاتین
		(۲/۱۵)	(۰/۹۷)	
۹/۹۲	-۰/۰۴	۱/۸۸	۱۸/۶۴*	(۴) آسیا
		(۴/۳)	(۳/۴۵)	

توجه: مدل  $IIR = a_1 + a_2DPRI3 + e$ . خطاهای معیار رگرسیون SEE در پرانتز نوشته شده است.

\* در سطح ۵ درصد (یکطرفه) معنادار است.

برای اینکه از حساسیت یافته‌هایمان نسبت به (نحوه) ساخت متغیر مجازی آزادی سیاسی آگاه گردیم، تمام معادلات جدولهای ۴ و ۵ را با استفاده از یک متغیر مجازی DPRI4 دوباره برآورد نمودیم. این متغیر مجازی به جای انتخاب عدد ۳ برای مرز تغییر، مقدار ۴ را (براساس شاخص گاستیل) برای مرز تغییر در نظر می‌گیرد. با وجود این تغییر نیز به نتایج مشابهی دست می‌یابیم (که در اینجا نیاورده‌ایم). اما نتایج برای آمریکای لاتین به نحو چشمگیری تغییر می‌یابند. معادله رشد به صورت زیر خواهد بود:

$$Q = 3/45 - 0/03K + 0/64L - 1/76DPRI4$$

$$(1/48) \quad (0/03) \quad (0/42) \quad (0/6) \quad (3)$$

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

سرانجام اینکه تمام معادلات جدولهای ۴ و ۵ را با افزودن معیارهای بی‌ثباتی سیاسی و آزادی مدنی به طور همزمان دوباره برآورد نمودیم. بارو دریافت که در چنین مواردی، متغیر آزادیهای مدنی اهمیت خود را در رگرسیون رشد از دست می‌دهند. برای کل نمونه ما، معادله‌ها به صورت

زیر خواهد بود:

$$Q = 2/38 + 0/06K + 0/6L - 0/66TRNS - 0/69DPRI3$$

$$(0/85) \quad (0/03) \quad (0/27) \quad (0/36) \quad (0/53) \quad (4)$$

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

و

$$IIR = 23/09 - 1/74TRNS - 7/27DPRI3$$

$$(1/49) \quad (1/62) \quad (1/58) \quad (5)$$

$$R^2 = 0/14 \quad SEE = 8/17$$

ضریب و (میزان) معنادار بودن DPRI3 به نتایج جدولهای ۴ و ۵ شباهت بسیار دارد. در واقع، معنادار بودن DPRI3 در معادله‌های مربوط رشد و IIR برای دیگر گروه کشورهای، همان‌گونه است که در جدولهای ۴ و ۵ آمده است (نتایج در اینجا آورده نشده و در صورت درخواست قابل ارسال است). از این رو، افزودن همزمان معیارهای ثبات سیاسی و آزادی سیاسی در نتیجه‌گیری ما تغییری ایجاد نمی‌کند.

نتیجه اینکه در گروه‌های منطقه‌ای خود حمایت اندکی در مورد دیدگاهمان، مبنی بر تأثیر منفی سرکوب سیاسی بر رشد اقتصادی یافته‌ایم. تنها در مورد آمریکای لاتین، شواهد حاکی از آن است که سرکوب سیاسی رشد اقتصادی را محدود می‌کند. اما حتی این نتیجه‌گیری نیز نسبت به نحوه‌ی تعریف متغیر سرکوب سیاسی تا حدود زیادی حساس است. در آسیا، سرکوب سیاسی و رشد اقتصادی با یکدیگر ارتباط مثبت دارند. باز هم میان نتایج کل نمونه کشورهای و نواحی جغرافیایی کوچکتر تفاوت‌های ملموسی وجود دارد.

### ۵. خلاصه و پیشنهادهایی برای مطالعات بعدی

این مقاله، سه هدف را در نظر دارد: نخست، آزمون اینکه آیا ارتباطی تجربی میان بی‌ثباتی سیاسی و آزادی سیاسی و رشد اقتصادی که به طور معمول در سطح کل جهان سنجیده شده است، برای

نواحی جغرافیایی کوچکتر نیز برقرار است. دوم، تحلیل اینکه آیا نتایج برآورد نسبت به نحوه ساخت یا تعریف معیارهای بی‌ثباتی سیاسی و آزادی حساس است. سوم، رسیدگی و پژوهش در مورد ارتباط میان ثبات سیاسی و آزادی سیاسی و تشکیل سرمایه به منظور تعیین اینکه آیا متغیر سیاسی - سازمانی از طریق نسبت سرمایه گذاری بر توسعه اقتصادی تأثیر می‌گذارد.

ما با استفاده از داده‌های ۹۷ کشور طی دوره ۱۹۶۳-۱۹۸۸، این مطلب را که آیا نبود ثبات سیاسی و نبود آزادی سیاسی با رشد اقتصادی رابطه منفی دارد، آزموده‌ایم. ما یک مدل مقطعی از یک تابع تولید ساده نئوکلاسیک را برآورد نمودیم. معیار ما از بی‌ثباتی سیاسی، تعداد تغییرات دولتها بود. دو متغیر مجازی از 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. درمی‌یابیم این دیدگاه که بی‌ثباتی سیاسی، هم به طریق مستقیم و هم از طریق تأثیر بر رشد سرمایه، رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد، تنها در آفریقا از پشتوانه قابل تأملی برخوردار است. اما نتایج مربوط به معادله رشد برای آفریقا نسبت به (تغییر) تعریف معیار بی‌ثباتی سیاسی حساستر هستند. 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 ساخت متغیر سرکوب سیاسی بستگی دارد. در آسیا، سرکوب سیاسی و رشد اقتصادی با یکدیگر رابطه‌ای مثبت دارند. مطلب مهمی که در این مقاله از آن سخنی به میان نیامده است، رابطه علت و معلولی می‌باشد. به پیروی از نوشتارهای پیشین، تخمینهای خود را بر این پیشفرض استوار ساختیم که احتمالاً بی‌ثباتی و سرکوب سیاسی، رشد اقتصادی را دچار اختلال می‌سازد. اما رابطه علت و معلولی می‌تواند آن روی سکه نیز باشد، به این معنا که این نتایج رشد اقتصادی است که بر ثبات سیاسی تأثیر می‌گذارد. برای مثال، منکور اولسون ادعا می‌کند:

در هر نظام اقتصادی، رشد سریع اقتصادی با تغییرات سریع و بنیادین در رویه‌های انجام امور، محل‌های انجام امور و در توزیع قدرت و منزلت اجتماعی همراه خواهد بود. مردم سهم عمده‌ای از زمان کاری خود را صرف فعالیت برای امرار معاش می‌نمایند و موقعیت اجتماعی و نفوذ سیاسی ایشان تا حدود زیادی نشأت گرفته از موقعیت اقتصادی آنان است. از این رو، تغییر قواعد اقتصادی

می‌باید تأثیر شایانی بر سایر جنبه‌های زندگی نیز داشته باشد... بنابراین، تا زمانی که پژوهشهای دیگری صورت پذیرد، این پیشفرض باید مد نظر باشد که رشد سریع اقتصادی گاه می‌تواند یک نیروی در هم شکننده و ثبات زدا باشد که به بی‌ثباتی سیاسی می‌انجامد. (۱۸)

آشکار است که نتایج ارائه شده در اینجا، دیدگاه اولسون را تأیید نمی‌کند، چرا که حتی اگر همبستگی معناداری هم وجود داشته باشد، میان نرخ رشد اندک و بی‌ثباتی سیاسی است. در هر حال، یک عملکرد ناموفق رشد می‌تواند به بی‌ثباتی سیاسی بینجامد. مطالعات آتی می‌باید به این زمینه بپردازند.

در این مقاله، مدل رشد بسیار ساده‌ای را برای ارزشیابی تأثیر بی‌ثباتی سیاسی و نبود آزادی بر رشد اقتصادی به کار برده‌ایم. ضروری است که در مطالعات بعدی، مدل‌های پیچیده‌تر رشد و سرمایه‌گذاری برای آزمودن استواری یافته‌های ما به کار برده شود.



## یادداشتها

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. Gerald W. Scully, "The Institutional Framework and Economic Development," *Journal of Political Economy* 96 (October 1988): 652-62; Roger C. Kormendi and Philip G. Meguire, "Macroeconomic Determinants of Growth: Cross Country Evidence", *Journal of Monetary Economics* 16, no.2 (September 1985): 141-63; Kevin B. Grier and Gordon Tullock, "An Empirical Analysis of Cross-National Economic Growth, 1951-80," *Journal of Monetary Economics* 24 (August 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, February 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 نمود. اما افزودن صادرات در یک تابع تولید جمعی شاید محل تردید باشد. ما از توجیه نظری قابل پذیرشی برای این روش آگاه نیستیم، از این رو، صادرات را به مدل خود وارد نکرده‌ایم. به پیشنهاد یکی از داوران مجله، مدل را با استفاده از نرخ رشد سرمایه گذاری منهای نرخ رشد جمعیت برآورد نمودیم تا همبستگی دست راست متغیرها 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): 327-68.

10. Sebastian Edwards and Guido Tabellini, "Explaining Fiscal Policies and Inflation in Developing Countries," *Journal of International Money and Finance* 10, suppl. (1991): S16-S48.

ما همچنین یک مدل دو بخشی براساس تعداد انتقالات غیرمعمول دولتها (کودتا) تدوین کردیم. از آنجا که این متغیر نیز نتایج قبل را حاصل آورد، آنها را ارائه نکردیم.

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 the World* (New York: McGraw-Hill), various issues.

۱۳. با استفاده از تعداد 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. تطبیق بسیار ضعیف مدل برای آسیا را به یاد آورید. مدل آشکارا توان تبیین الگوهای توسعه به شدت واگرا در آسیا را ندارد. متغیرهای مجازی - کشوری متعددی را به منظور بهبود تطبیق مدل به کار بردیم، اما نتایج اصلی در مورد معنادار بودن ضریب TRNS را تغییر نداد. ۱۷. برای جزئیات بیشتری درباره ساخت این متغیر مجازی، به قسمت ۲ نگاه کنید.

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