مجله برنامه و بودجه، شمارهٔ ۲۴، ص. ۸۷-۱۲۷.

آزمون سریهای زمانی مدلهای رشد درونزا*

نویسنده: چارلز آی. جونز
مترجم: عبدالعلی منصف*

براساس نظریه رشد درونزا، ایجاد تغییرات دایمی در بعضی متغیرهای سیاستی، اثر دایمی بر نرخ رشد اقتصادی دارد، هر چند به طور تجربی، روند نرخ رشد در ایالات متحده، تغییرات دایمی بزرگی را نشان نمی‌دهد. بنابراین، عوامل تعیین‌کننده رشد بلندمدت که با یک مدل رشد مشخص معرفی می‌شوند، باید همچنین تغییرات دایمی زیادی را نشان ندهند، یا تغییرات دایمی در این متغیرها باید به گونه‌ای خنثی شده باشد. در غیر این صورت، این مدل رشد با شواهد سریهای زمانی ناسازگار است. در این مقاله، نشان می‌دهیم که بسیاری از مدلهای گروه AK و مدلهای مبتنی بر پژوهش و توسعه رشد درونزا، با این ملاک رد خواهد شد. ملاک رد مدلهای مبتنی بر پژوهش و توسعه، به طور مشخص، قویتر است.

۱. مقدمه

یک نشانه بارز نوشتارهای مربوط به رشد درونزا، این است که تغییرات دایمی در متغیرهایی که به‌طور بالقوه از سیاست دولت تأثیر می‌پذیرند، منجر به تغییرات دایمی در نرخهای رشد خواهند شد. این نتیجه، در هر دو گروه مدل، هم مدلهای رشد آغازین گروه "AK" رومر (۱۹۸۶، ۱۹۸۷)، لوکاس (۱۹۸۸)، ربلو (۱۹۹۱) و همین طور در مدلهای بعدی رومر (۱۹۹۰) گروسمن و هلپمن (۱۹۹۱-الف، ۱۹۹۱-ب) و آگهین و هویت (۱۹۹۲)، که به طور روشنتری روی تغییر فن‌آورانه

* Charles I. Jones (May 1995). Time Series Tests of Endogenous Growth Models. *The Quarterly Journal of Economics.* pp. 495-525.

* عضو هیأت علمی دانشگاه پیام نور شهرضا

درونزا متمرکز شده‌اند، دیده می‌شود. "اثرهای رشد" ناشی از این حالت، تفاوت آشکاری با مدل رشد نئوکلاسیک پیشنهادی سولو (۱۹۵۶) دارد که مدعی بود رشد بلندمدت قطعاً به پیشرفت فن‌آورانه برونزا مرتبط است. به بیان دیگر، در این مقاله، در قالب سریهای زمانی پیش‌بینی اثرهای رشد بلندمدت را به عنوان یک آزمون ساده و منطقی از مدلهای رشد درونزا مورد بحث قرار می‌دهیم.

با مرور در نوشته‌های گروسمن و هلپمن (۱۹۹۱-الف، ۱۹۹۱-ب) می‌بینیم که عوامل بالقوه رشد بلندمدت کمتر از ۱۰ مورد نیست که شامل نرخهای سرمایه‌گذاری فیزیکی، نرخهای سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی، سهم صادرات، جهتگیری داخلی، دوام و قدرت اعمال حقوق مربوط به مالکیت، مصرف دولتی، رشد جمعیت و فشارهای تعدیل است. تغییرات دایمی در این متغیرها، دست کم مطابق بعضی از مدلهای رشد درونزا باید به تغییر دایمی در نرخهای رشد منجر شود. در اقتصادهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی در طول ۴۰ سال گذشته، یا در همین حدود، خیلی از این متغیرها تغییرات دایمی بزرگ را عموماً در جهت رشد فزاینده نشان داده‌اند. برای مثال، براساس شواهدی که بن - دیوید (۱۹۹۳) عرضه کرده، در سالهای پس از جنگ جهانی دوم، در میان بسیاری از کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، آزادی تجاری خارجی افزایش یافته است.

به همین صورت، سرمایه‌گذاری ثابت به عنوان سهمی از محصول ناخالص داخلی برای بیشتر این اقتصادها، از سال ۱۹۵۰ - همان طوری که در بحث زیر ثابت شده - افزایش یافته است. همچنین، متوسط سالهای تحصیل بزرگسالان، مخارج تحصیل، به عنوان سهمی از محصول ناخالص داخلی، نرخهای باسوادی، و نرخهای نامنویسی در مدارس افزایش داشته است.[1] بنابراین، می‌توان نرخهای فزاینده رشد را براساس این شواهد و پیش‌بینیهای نظریه رشد انتظار داشت.

---

۱. برای مثال، داده‌های مربوط به تحصیل در آمریکا، حاکی از آن است که هزینه‌های تحصیلی به عنوان نسبتی از محصول ناخالص داخلی، از ۴/۸ درصد در سال ۱۹۵۹، به ۶/۸ درصد در سال ۱۹۸۶ افزایش داشته است، از نظر الگوی رشد، سهم مخارج جاری ممکن است با توجه به وقفه‌های طولانی بین مخارج تحصیل و آثار آن از طریق بهبود کیفیت نیروی کار، قابل اتکا نباشد. هر چند متوسط سالهای تحصیل برای جمعیت ۲۵ ساله و بالاتر آمریکایی، از ۹/۳ سال در سال ۱۹۵۰، به ۱۲/۶ سال در سال ۱۹۸۶ افزایش یافته است (این داده‌ها از مجموعه آمارهای آموزش و پرورش آمریکا در سال ۱۹۸۸ گرفته شده است.).

پس از جنگ جهانی دوم، در اقتصادهای اعضای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، نرخهای رشد محصول ناخالص داخلی سرانه، در واقع، افزایش دایمی نداشته، یا اینکه افزایش اندکی داشته است. به سخن دیگر، هر تغییری که رخ داده، عمدتاً آثار کاهنده داشته است و نه افزاینده. برای توضیح این نکته، دو پاسخ پیشنهاد شده است. اولی اینکه به علت جریان غیرمنتظره‌ای، تمام تغییرات موردنظر در متغیرهایی که می‌توانستند اثرهای دایمی روی نرخهای رشد اثر مثبت داشته باشند، خنثی شده باشد. دوم اینکه این مشخصه مدلهای رشد درونزا که مدعی است تغییرات دایمی در متغیرهای سیاستی اثرهای دایمی بر نرخهای رشد دارند، گمراه کننده است.

در بخش دوم مقاله، عدم تغییرات زیاد و دایمی در نرخ رشد محصول ناخالص داخلی سرانه آمریکا در طی قرن اخیر را به طور مستند اثبات می‌نماییم و نشان می‌دهیم که چگونه این نتیجه برای دوره پس از جنگ جهانی برای کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی نیز صادق است. سپس یک آزمون سری زمانی ساده برای مدلهای رشد درونزا پیشنهاد می‌کنیم: عوامل تعیین‌کننده رشد درونزا که با یک مدل درونزا مشخص شده، باید مانند نرخهای رشد تغییرات کمی را نشان دهند، یا باید تغییرات دایمی آنها خنثی باشد.

در بخش سوم و چهارم، این آزمون را برای دو گروه از مدلهای رشد درونزای موجود در زمینه این متون به کار می‌برند که عبارت است از: مدلهای رشد AK رومر (۱۹۸۷) و ربلو (۱۹۹۱) در میان سایرین و مدلهای رشد مبتنی بر پژوهش و توسعه از رومر (۱۹۹۰)، گروسمن و هلپمن (۱۹۹۱)، آگهین و هویت (۱۹۹۲).[۱] در بخش سوم، وجود تغییرات دایمی زیاد را در نرخهای رشد برای خیلی از اقتصادهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی به طور مستند اثبات کرده‌ایم و برآورد می‌نماییم که افزایش دایمی در نرخ سرمایه گذاری رشد را فقط در طول یک افق نسبتاً کوتاه ۸ یا ۱۰ ساله تحت تأثیر قرار می‌دهد، نه در یک افق بلندمدت، آن گونه که توسط مدلهای AK پیش‌بینی شده است. با کاربرد آزمون مدلهای دیگر AK همچون مدل منکیو، رومر و ویل (۱۹۹۲)، به این نتیجه می‌رسیم که مدلهای AK توصیف خوبی برای رشد اقتصادهای پیشرفته به‌دست نمی‌دهد.

---

۱. برای راحتی کار، از این به بعد، مدلهای رشد مبتنی بر پژوهش و توسعه رومر (۱۹۹۰)، گروسمن و هلپمن (۱۹۹۱) آگهین و هویت (۱۹۹۲) را به صورت مدل Romer/GH/AH نشان می‌دهیم.

سپس در بخش چهارم، تعداد بیشتری از مدلهای رشد درونزا را بررسی می‌کنیم. این مدلها که مبتنی بر پژوهش و توسعه هستند، به طور مشخصتری بر درونزایی تغییر فن‌آورانه متمرکز شده‌اند. در این بخش، استدلال می‌کنیم که وجود اثرهای ناشی از مقیاس تولید در مدلهای رشد مبتنی بر پژوهش و توسعه Romer/GH/AH و دیگران، به طور آشکاری با شواهد سری زمانی ناسازگار است. این مدلها نیز این پیش‌بینی را که یک افزایش دایمی در سطح منابع اختصاص یافته به پژوهش و توسعه منجر به یک افزایش دایمی در نرخهای رشد خواهد شد را رد می‌کند. به طور تجربی، شاخصهایی از قبیل تعداد دانشمندان و مهندسان شاغل در پژوهش و توسعه، رشد نهایی سریعی در مقابله آشکار با نرخهای ظاهراً ثابت رشد نشان می‌دهد. در پایان، یک بحث مختصر در بخش پنجم، نتایج مقاله جونز (۱۹۹۵) درباره حذف اثرهای مقیاسی در مدلهای مبتنی بر پژوهش و توسعه گسترش یافته را خلاصه می‌کند. آن مقاله، نشان می‌دهد که حذف اثرهای مقیاسی در مدلهای گسترش یافته، به صورت مستقیم، منجر به حذف مشخصه اصلی ادبیات رشد درونزا می‌شود که: نرخ رشد بلندمدت هماهنگ با سیاستهای مرسوم دولتهاست.

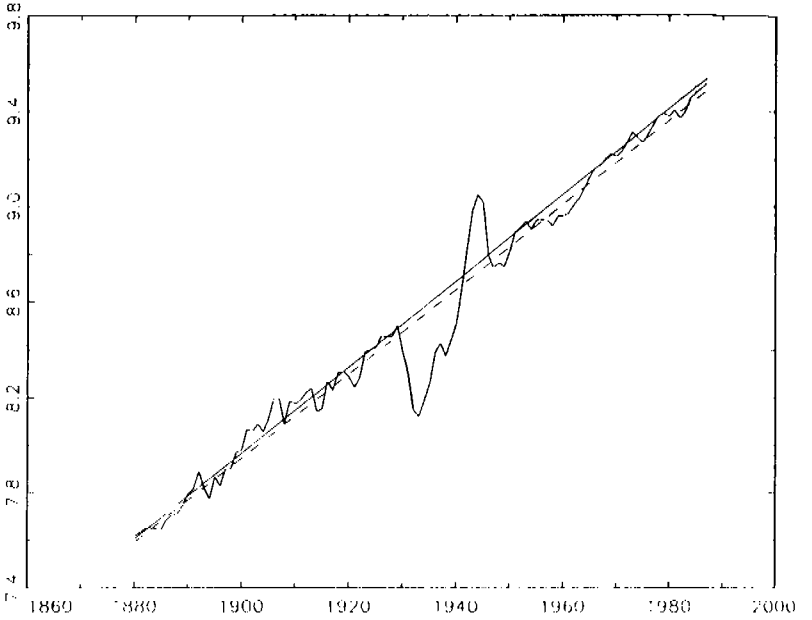
۲. خواص سریهای زمانی نرخهای رشد

تمرین ساده زیر را در نظر بگیرید.[۱] یک اقتصاددان که در سال ۱۹۲۹ زندگی می‌کند (دسترسی حیرت‌انگیزی به داده‌های مربوط به محصول ناخالص داخلی سرانه تاریخی دارد) یک روند خطی ساده با لگاریتم طبیعی سرانه محصول ناخالص داخلی برای ایالات متحده از سال ۱۸۸۰ تا سال ۱۹۲۹ را در جهت کوشش برای پیش‌بینی محصول ناخالص داخلی سرانه امروز، مثلاً سال ۱۹۸۷، برازش می‌کند. تا چه اندازه افق پیش‌بینی می‌تواند دورتر تصور شود؟ ما می‌توانیم از خطای پیش‌بینی این مسیر نرخ رشد ثابت، به عنوان شاخص تقریبی اهمیت تغییرات دایمی مثبت در نرخهای رشد، استفاده کنیم.

شکل ۱، تا اندازه‌ای شگفت‌انگیز نتیجه این تمرین را از لحاظ بحث نظری رشد درونزای بحث مقدمه به نمایش می‌گذارد. این پیش‌بینی فقط در حدود ۵ درصد با محصول ناخالص داخلی ما

۱. من در بهره گیری این روش، مرهون پیشنهاد دیوید ویل (که او هم مدیون لارنس سمرز بود) هستم.

تفاوت دارد.[۱] به علاوه، این پیش‌بینی تخمین بیش از واقع محصول ناخالص داخلی سرانه است تا اینکه تخمین کمتر از واقع آن باشد. نشانه آن، این است که متوسط نرخ رشد بین سالهای ۱۸۸۰ و ۱۹۲۹ (۱/۸۱ درصد سالانه) به طور واقعی، به مقدار ناچیزی، بزرگتر از آن بین سالهای ۱۹۲۹ تا ۱۹۸۷ بود (۱/۷۵ درصد سالانه). از سال ۱۹۵۰ تا سال ۱۹۸۷ که تا اندازه‌ای اثر بحران بزرگ و جنگ جهانی دوم رفع می‌شود، متوسط نرخ رشد ۱/۹۱ درصد بود، اما اختلاف از دوره قبلی از نظر آماری بی‌معناست.



شکل ۱. محصول ناخالص داخلی سرانه در ایالات متحده در سالهای ۱۸۸۰-۱۹۸۷ (لگاریتم طبیعی)

مأخذ: این داده‌ها از مادیسون (۱۹۸۲-۱۹۸۹)، همان طوری که برنارد (۱۹۹۱) انجام داد. روند با خط توپر روند زمانی را با استفاده از داده‌های سالهای ۱۸۸۰ تا ۱۹۲۹ محاسبه کرده است و خط مقطع روند برای نمونه کامل است.

۱. داده‌های آماری در پیوست مقاله، منابع آماری را معرفی می‌کند.

همان طوری که در شکل ۱ می‌بینید، یک روند ساده خطی (لگاریتمی) محصول ناخالص داخلی سرانه را بسیار خوب برازش می‌کند. اندازه افزایش دایمی در نرخهای رشد از سال ۱۸۸۰ تاکنون، به قدر کافی کوچک است که سطح محصول با فرایند رشدی با میانگین ثابت به خوبی برازش شده است. این مشاهده اتفاقی به سختی با چندین روش تجربی گزارش شده در جدول ۱ تأیید می‌شود. یک آزمون روند زمانی، یک آزمون گسترش یافته (۱۹۷۹) (ADF) دیکی - فولر، آزمونی برای انتقال میانگین منتخب درونزا و یک آزمون تفاوت ساده در میانگینها برای حذف اثر بحران بزرگ تماماً این فرضیه را که نرخ رشد ایالات متحده به خوبی توسط یک فرایندی با میانگین ثابت و تداوم کم توصیف می‌شود را تأیید می‌کند. این مفهوم ضمنی برای مدلهای رشد تقریباً قطعی است که: یا هیچ چیز از سال ۱۸۸۰ در تجربه آمریکا بر نرخ رشد اثر دایمی زیادی نداشته یا هر اثر دایمی حادث شده به طور حیرت انگیزی خنثی شده است.

البته این نتایج باید با توجه به خطای استاندارد مرتبط با تخمینهای نقطه‌ای در جدول ۱ توصیف شود. برای مثال، اگرچه اختلاف در میانگین نرخ رشد بین سالهای ۱۸۸۰-۱۹۲۹ و سالهای ۱۹۵۰-۱۹۸۷، کمتر از یک دهم درصد است، فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای این تخمین، عبارت از (۱/۸۸+ و ۱/۶۹-) است. که به این معناست که احتمالاً نرخهای رشد در طول دو دوره ۱/۸۸ درصد افزایش یافته است. همین طور، بی‌دقتی، تفسیر روند زمانی در نرخهای رشد را مبهم و مغشوش می‌نماید. اگر چه تخمین نقطه‌ای به یک افزایش کوچک و غیرمعناداری به اندازه فقط ۰/۰۱۳ درصد در هر دهه دلالت می‌کند، فاصله ۹۵ درصدی آن برابر با (۰/۲۸+ و ۰/۲۵-) درصد در هر دو دهه است. خوشبختانه ما باز هم می‌توانیم نتیجه گیریهای نسبتاً محکم درباره مدلهای رشد درونزا به دست دهیم، هر چند این آمار، حاکی از خطای استاندارد نسبتاً بزرگ است.

جدول ۱. خواص سری زمانی نرخهای رشد آمریکا (۱۸۸۰-۱۹۸۷)

	ضریب	انحراف معیار	آماره‌های آزمون
۱. روند زمانی[الف]	۰/۰۰۱۳	(۰/۰۱۳۴)	۰/۱۰
۲. آزمون گسترش‌یافته دیکی-فولر[ب]	۰/۲۴۶	...	-۷/۹۸
۳. میانگین انتقال متغیر درونزا[ج]	۱/۶۳۳ (۱۹۳۳)	...	۲/۱۴
۴. اختلاف درمیانگین: ۱۹۲۹-۱۸۸۰ ۱۹۸۷-۱۹۵۰[د]	۰/۰۹۶	(۰/۸۹۳)	۰/۱۱

الف) آزمون روند زمانی تخمین β را از رگرسیون زیر گزارش می‌کند.

$$g_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$$

آماره آزمون، آماره - t است براساس تصحیح خطای معیار نوی-وست (۱۹۸۷) و $\beta=0$ را آزمون می‌کند. توجه کنید که نرخهای رشد اینجا و سرتاسر این مقاله در صد ضرب می‌شوند.

ب) آزمون ADF تخمین ρ را از رگرسیون زیر محاسبه می‌کند.

$$g_t = \mu + \rho g_{t-1} + B(L)\Delta g_{t-1} + \varepsilon_t$$

در حالی که وقفه‌های طولانی از $B(L)$ با استفاده از محک اطلاعات شوارتز انتخاب می‌شوند. آماره آزمون فرضیه عدم $\rho = 1$ را آزمون می‌کند. ارزشهای بحرانی از فولر (۱۹۷۶) برای سطح یک درصد به صورت زیر در نظر گرفته می‌شوند.

T = ۲۵	-۳/۷۵
T = ۵۰	-۳/۵۸
T = ۱۰۰	-۳/۵۱

ج) آزمون انتقال میانگین از بای، لامسداین و استوک (۱۹۹۱) گرفته می‌شوند و از معادله زیر تخمین‌زده می‌شود.

$$g_t = \alpha + \beta I_{[t>T^*]} + \varepsilon_t$$

در حالی که I یک متغیر شاخص است که ارزش یک را برای $t>T^*$ انتخاب می‌کند. این معادله برای ارزشهای T^* در (۱۸۹۶-۱۹۷۰)، برای انعکاس ۱۵ درصد آرایش معرفی شده به وسیله بای، لامسداین و استوک تخمین‌زده می‌شود. آماره آزمون گزارش شده آماره بیشینه والد آزمون ($\beta=0$) است. ارزشهای بحرانی سازگار با سطح معنی‌دار ۱۵ درصد ۶/۱۷ است. ضریب و ارزش T^* با آماره بیشینه والد همچنین گزارش می‌شود.

د) اختلاف در میانگین برای سالهای ۱۸۸۰-۱۹۲۹ در مقابل سالهای ۱۹۵۰-۱۹۸۷ به همراه آماره تطبیق نیافته - t، برای آزمون این فرض که اختلاف غیرصفر است گزارش شده است.

جدول ۲، برای گسترش این تحلیل نرخهای رشد در مورد یک نمونه دیگر از ۱۴ کشور پیشرفته از اقتصادهای پیشرفته عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی ارائه شده است.[1] این نمونه، به کشورهای پیشرفته محدود می‌شود، زیرا فرایند صنعتی شدن و توسعه احتمالاً باید از فرایند ایجاد رشد پایدار درکشورهای قبلاً صنعتی شده متفاوت باشد. به یقین، مدلهای AK و مدلهای مبتنی بر پژوهش و توسعه رشد درونزا، فرایندهای اخیر را توصیف می‌کنند. اما مشخص نیست که آیا آنها در جهت فهم مباحث قبلی به ما کمک می‌نماید یا نه؟

جدول ۲. خواص سری زمانی نرخهای رشد درکشورهای منتخب عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی

کشور	آزمون ADF ۱۹۰۰-۱۹۸۷	روند زمانی ۱۹۰۰-۱۹۸۷	اختلاف در میانگین	روند زمانی ۱۹۵۰-۱۹۸۸
استرالیا	۰/۲۹	۰/۰۲۸	۱/۸۳۴	-۰/۰۱۰
	(-۶/۴۶)***	(۱/۶۱)	(۲/۸۵)***	(-۰/۱۵)
اتریش	۰/۰۷	۰/۰۵۲	۲/۹۷۴	-۰/۱۱۰
	(-۸/۵۹)***	(۱/۶۲)	(۲/۷۱)**	(-۲/۵۳)**
بلژیک	۰/۲۳	۰/۰۳۵	۱/۷۴۰	-۰/۰۳۲
	(-۷/۲۶)***	(۱/۳۴)	(۱/۴۴)	(-۰/۶۸)
کانادا	۰/۳۷	۰/۰۱۵	۰/۶۱۷	۰/۰۲۰
	(-۶/۲۵)***	(۰/۵۴)	(۰/۵۶)	(۰/۳۸)
دانمارک	۰/۰۴	۰/۰۱۶	۰/۷۷۲	-۰/۰۲۹
	(-۸/۸۳)***	(۰/۹۳)	(۰/۹۳)	(-۰/۴۱)
فنلاند	۰/۳۳	۰/۰۳۳	۱/۸۲۳	-۰/۰۳۶
	(-۷/۲۷)***	(۱/۲۴)	(۱/۴۸)	(-۰/۶۳)

۱. این کشورها، عبارتند از: استرالیا، اتریش، بلژیک، کانادا، دانمارک، فنلاند، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن، هلند، نروژ، سوئد و انگلستان. همانند برنارد (۱۹۹۱) سال شروع داده‌های آماری، سال ۱۹۰۰ انتخاب شده است تا مسائل مرتبط با تغییرات مرزی بین کشورها به کمترین حد برسد.

ادامه جدول ۲

کشور	آزمون ADF ۱۹۸۷-۱۹۰۰	روند زمانی ۱۹۸۷-۱۹۰۰	اختلاف در میانگین	روند زمانی ۱۹۸۸-۱۹۵۰
فرانسه	۰/۲۴	۰/۰۳۶	۱/۴۷۲	-۰/۰۸۷
	(-۷/۱۸)***	(۱/۱۹)	(۱/۰۶)	(-۲/۳۸)**
آلمان	۰/۰۲	۰/۰۳۳	۲/۲۴۲	-۰/۱۵۳
	(-۹/۰۵)***	(۱/۱۶)	(۱/۷۹)*	(-۳/۲۶)***
ایتالیا	۰/۲۷	۰/۰۳۱	۲/۱۶۶	-۰/۰۹۵
	(-۶/۹۳)***	(۱/۳۱)	(۲/۱۷)**	(-۲/۶۳)**
ژاپن	۰/۱۲	۰/۰۵۵	۳/۹۸۹	-۰/۱۸۲
	(-۸/۱۰)***	(۱/۹۰)*	(۳/۹۰)***	(-۳/۰۷)***
هلند	۰/۱۹	۰/۰۲۶	۱/۰۰۳	-۰/۰۷۵
	(-۷/۵۷)***	(۱/۱۶)	(۱/۰۵)	(-۱/۴۰)
نروژ	-۰/۰۰	۰/۰۲۸	۱/۲۸۲	۰/۰۲۵
	(-۹/۲۰)***	(۱/۷۵)	(۱/۴۲)	(۰/۷۳)
سوئد	۰/۲۲	۰/۰۲۰	۱/۱۹۰	-۰/۰۳۳
	(-۷/۳۹)***	(۰/۹۴)	(۱/۴۸)	(-۱/۰۰)
انگلستان	۰/۲۴	۰/۰۲۵	۱/۶۳۹	۰/۰۰۲
	(-۷/۱۹)***	(۱/۳۸)	(۱/۸۸)*	(۰/۰۶)

توجه کنید: آماره‌های آزمون در داخل پرانتز گزارش شده‌اند، بجز علامتی که اختلاف در میانگین در این جدول که به ۱۹۰۰-۱۹۲۹ در مقابل ۱۹۵۰-۱۹۸۷ دلالت دارد، به علامتهای جدول ۱ مراجعه کنید. سطح معنادار با (*) برای ۱۰ درصد، با (**) برای ۵ درصد و (***) برای ۱ درصد نشان داده شده است.

تصویری که از مشاهده رشد نمونه سازمان همکاری و توسعه اقتصادی به دست می‌آید، پیچیده است. آزمونهای ADF به طور محکمی فرضیه صفر، یک ریشه واحد در نرخهای رشد در

طول دوره ۱۹۰۰-۱۹۸۷ را رد می‌کند و بر یک رشته خود رگرسیو مرتبه اول دلالت می‌کند که معمولاً کمتر از ۰/۳ است. هر چند شواهدی برای یک انتقال مثبت در میانگین رشد پس از جنگ جهانی دوم، به همراه یک روند رو به پایین برای چند کشور عضو وجود داشته است، آن کشورهایی که با انتقال میانگین معنادار مثبت رو به رو بوده‌اند، عبارتند از: استرالیا، اتریش، آلمان، ایتالیا، ژاپن و انگلستان. به استثنای استرالیا، دیگر کشورها شدیداً تحت تأثیر شدید تبعات جنگ جهانی قرار داشته‌اند. یک توضیح برای انتقال در متوسط نرخهای رشد، این است که پس از جنگ، تولید نهایی منابع صدمه‌دیده، از جمله، ساختمانهای غیرمسکونی و تجهیزات کارخانه‌ای، خیلی زیاد بود. طرح مارشال، ورود سرمایه را تسهیل کرد و در دهه‌های پس از جنگ، به بهبود اوضاع، کمک شایانی نمود. براساس نظریه تغییرات پویا، باید انتظار داشت همان طوری که بهبود اقتصادی به وجود می‌آید، اثر رشد در طول زمان کاهش یابد.

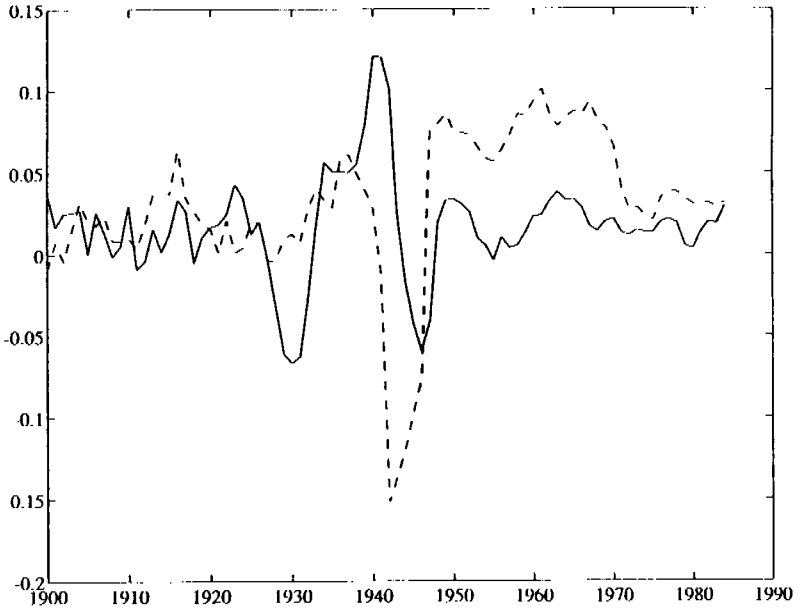
شکل ۲، با مقایسه نرخهای رشد آمریکا و ژاپن برای دوره ۱۹۰۰-۱۹۸۷، این نظر را به صورت نمودار نشان می‌دهد. نرخهای رشد در اقتصاد آمریکا در اطراف میانگین ثابت در طول دوره یادشده نوسان می‌کند. اما نرخهای رشد ژاپن تا جنگ جهانی دوم به طور آشکاری اطراف یک میانگین ثابت نوسان می‌کند، ولی پس از جنگ، این نرخها به طرف بالا جهش دارد و سپس به آهستگی در طول سالهای بعدی کاهش می‌یابد. این تغییر در خواص تصادفی مربوط به جنگ جهانی دوم، حاکی از آن است که در تفسیر کار تجربی مبتنی بر این نمونه کامل باید محتاط بود. به این دلیل (همین‌طور به علت حساسیت وجود داده‌های آماری) بقیه این کارها در این پژوهش بر دوره سالهای ۱۹۵۰ به بعد تمرکز خواهد داشت.

نتایج این بخش، پیشگویی ضمنی بسیاری از مدلهای رشد درونزا را که مطرح می‌کنند نرخهای رشد افزایشهای دایمی زیادی را نشان خواهند داد، مورد تردید قرار می‌دهد. با کاربرد داده‌های سری زمانی درازمدت برای آمریکا، نتایج آزمونها، حاکی از آن است که نرخ رشد محصول ناخالص داخلی سرانه به عنوان فرایندی با میانگین ثابت ولی کم دوام بوده است. این مشخصه، دلالتهای مهمی برای کارهای تجربی دارد. برای مثال، فردی ممکن است به تجربه رشد و اقتصاد باز به اجزای موقتی و دایمی ترغیب شود تا معلوم شود که چه حد از تغییرات دایمی در رشد ناشی

از تغییرات دایمی در تجارت خارجی است. مدارک ارائه شده در بالا، نشان می‌دهد که نرخهای رشد تغییرات دایمی بزرگی را نشان نمی‌دهند. بنابراین، چنین تجزیه‌ای مهم نیست. چنین مشاهده‌ای، محدودیت قوی و قابل آزمونی را روی مدلهای رشد درونزا وضع می‌کند، اگر یک مدل رشد درونزا پیش‌بینی کند که تغییرات دایمی در متغیری مانند X، اثر دایمی روی رشد دارد، در آن صورت:

الف) X باید تغییرات دایمی بزرگی را نشان ندهد، یا

ب) متغیر (یا متغیرهای دیگری) باید چنین اثر دایمی روی رشد داشته باشند که تغییرات متغیر X را در روشی که با مدلهای رشد درونزا تعیین می‌شود، خنثی کنند.



شکل ۲. نرخهای رشد سالانه برای ایالات متحده (توپر) و ژاپن (مقطّع)، ۱۹۰۰-۱۹۸۷

مأخذ: میانگینهای متحرک، پنجساله رسم می‌شوند. داده‌ها از مادیسون (۱۹۸۲-۱۹۸۹) همان طوری که برنارد (۱۹۹۱) انجام داد.

این محدودیت، مستقیماً برای ایالات متحده کاربرد دارد. این الگو برای انعکاس امکان روند منفی در نرخهای رشد کشورهای دیگر سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، پس از سال ۱۹۵۰، باید کمی تغییر داده شود. اما از سوی دیگر، روح این محدودیت اساسی باقی می‌ماند.

این محدودیت، یک چارچوب عمومی برای آزمون مدلهای رشد درونزا ارائه می‌نماید. در دنباله این مقاله، به کاربرد این چارچوب برای دو شاخه اصلی از مدلهای رشد درونزا که در نوشته‌های مربوط به رشد درونزا، به مدلهای AK و مدلهای مبتنی بر پژوهش توسعه مشهورند، می‌پردازیم.

۳. آزمون مدلهای AK رشد درونزا

نخستین موج مدلهای رشد درونزا، روی بازده ثابت نسبت به سرمایه، با یک تعریف به قدر کافی کلی از سرمایه، که در رشد درونزا مؤثرند، متمرکز شدند. مدلهای این گروه که من به آنها به عنوان مدلهای AK اشاره می‌کنم، شامل مدلهای رومر (۱۹۸۷)، ربلو (۱۹۸۷، ۱۹۹۱)، بارو (۱۹۹۱-ب) و بن‌حبیب و جوانویس (۱۹۹۱) است. کار تجربی مقطعی همچون بارو (۱۹۹۱-الف) و منکیو، رومر، و ویل (۱۹۹۲) که معمولاً با مدلهای AK ناسازگار تلقی می‌شوند، باعث تغییر مسیر در نوشتارهای مربوط به رشد به گروه دیگری از مدلهای رشد که دراین مقاله به آنها، مدلهای مبتنی بر پژوهش و توسعه می‌گوییم، شده است. این بخش آزمونهای سری زمانی گسترش یافته فوق را برای ارائه شواهد سری زمانی در مقابل مدلهای AK به کار می‌برد. به همراه نوشتارهای تجربی مقطعی، این شواهد حاکی از آن است که مدلهای AK ممکن است نظر گمراه کننده‌ای از رشد بلندمدت ارائه نمایند.

یک مدل ساده رشد با یک بازده ثابت فن‌آوری تولید، متضمن دو کالای سرمایه‌ای سرمایه فیزیکی k و سرمایه انسانی h را در نظر بگیرید. این مدل، با توابع زیر معرفی می‌شود:

$$\max_{i^k_t, i^h_t} \int^{\infty}_{t=0} e^{-\rho t} u(c_t)dt \qquad \text{به حداکثر برسانید} \qquad (۱)$$

با توجه به محدودیتهای زیر:

$$c_t = (1 - i^k_t - i^h_t)\, y_t$$

$$y_t = Ak_t^{\alpha} h_t^{1-\alpha}$$

$$\dot{k}_t = i^k_t y_t - \delta k_t$$

$$\dot{h}_t = i^h_t y_t - \delta h_t$$

که در آنها، نمادنویسی مرسوم رعایت شده است: که به ترتیب، $u(.)$ تابع مطلوبیت CRRA با کشش بین دوره‌ای جانشینی σ است، c مصرف و y محصول، δ نرخ استهلاک (که فرض شده است برای هر دو نوع سرمایه یکسان باشد). p نرخ ترجیحات زمانی و i^k و i^h نرخهای سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و فیزیکی است. تابع تولید در این مدل بازده ثابت نسبت به عوامل قابل انباشت را -که رشد درونزا را ایجاد می‌کنند - نشان داده است.

با حل مسئله معادله (۱) در می‌یابیم که نسبت $\frac{h}{k}$ (که ما به عنوان ψ تعریف می‌کنیم) ثابت و مساوی $\frac{1-\alpha}{\alpha}$ است. از آنجا که هزینه تعدیل در این مدل وجود ندارد، اقتصاد، بلافاصله مقدار اولیه k و h را به صورتی تعدیل خواهد کرد که این نسبت حاصل شود. در حالت وجود هزینه تعدیل، به جرأت می‌توان گفت که نتایج این بخش در طول یک مسیر رشد متوازن قرار خواهد گرفت. بنابراین، اگر چه این مدل دومین نوع کالای سرمایه‌ای را به طور درونزا قابل انباشت می‌داند، در حقیقت، هر دو نوع سرمایه در مرحله اول انباشته می‌شوند. با استفاده از این حقیقت، می‌توانیم تابع تولید را به شکل "فرم خلاصه شده" فن‌آوری تولید بازنویسی کنیم:

$$y_t = \tilde{A}k_t \quad , \quad , \qquad A = \tilde{A}\psi^{1-\alpha} \qquad (۲)$$

معادله (۲) کاملاً به فن‌آوری تولید AK که پارامتر ضریب موجودی سرمایه در آن ثابت است، شبیه است.[۱]

اینک حالت یکنواخت بین نرخ رشد و نرخ سرمایه‌گذاری را در نظر بگیرید. ما می‌توانیم

---

۱. این امر، نیازمند آن است که در تابع تولید نمونه AK پارامتر A ثابت (یا دست کم ساکن) باشد و به عنوان یک آزمون گسترش یافته قبلی سری زمانی در نظر گرفته شود. نشان دادن اینکه نرخ رشد محصول در چارچوب AK یک تابع منوتونیک از سطح A است، ساده است. پس اگر A شامل پیشرفت فن‌آورانه درونزا است که از مدل - همان طوری که A به طور درونزا در طول زمان رشد می‌کند - حذف شده است، به گونه‌ای که A به صورت برونزا رشد می‌کند و نرخ رشد اقتصاد به صورت نمایی باید رشد کند، که به مفهوم دقیقتر، با محدودیت سکون تمایز دارد. این نکات، حاکی از آن است که باید درباره اینکه چگونه رشد نیروی کار بر تولید در مدل ساده شده AK اثر می‌گذارد، دقیق بود.

لگاریتم و دیفرانسیل در معادله (۲) بگیریم و به دست آوریم.

$$g_y = -\delta + \bar{A}i^k \qquad (۳)$$

به این معناست که نرخ رشد یکنواخت محصول، g_y، حالت تغییر شکل یافته نرخ سرمایه گذاری سرمایه فیزیکی است. پس در این مدل، پویاییهای نرخهای رشد باید مشابه پویاییهای نرخهای سرمایه گذاری باشد. یک افزایش در نرخ سرمایه گذاری (برای مثال، به علت افزایش در یارانه یا کاهش در نرخ ترجیحات زمانی) با یک افزایش در نرخ رشد حالت یکنواخت باید متناظر باشد.

اینک باید توجه داشت که اگرچه تابع تولید گاهی مغایر با معادله (۲) نوشته می‌شود، اما مدل معادله (۱) به طور صریح، در چندین مقاله اخیر رشد مورد استفاده قرار گرفته است. از جمله این مقالات، رومر (۱۹۸۷)، ربلو (۱۹۹۱)، بارو (۱۹۹۱) و استرلی (۱۹۹۱) می‌باشد. احتمالاً فرمولبندی معادله (۱) شاید به طور محسوسی از ساختار عمومی AK به شکل مدل (۲) جذابتر است. چه اینکه به طور صریح نقش فن‌آوری / سرمایه انسانی، نقش مهمی را در تابع تولید بازی می‌کند. نتیجه این مدل، این است که دو نوع سرمایه یادشده، با یکدیگر تغییر می‌کنند و این تغییر احتمالاً باید برای تعدادی از تغییرات و تفسیرهای هر دو نوع مدل قوی باشد. بنابراین، آزمون سری زمانی محدودیت داده شده در معادله (۳) آزمونی از تمام الگوهای موجود در نوشتارهای مربوط به رشد را نشان خواهد داد و رد این محدودیت باعث خواهد شد که انباشت سرمایه انسانی یا فن‌آوری و انباشت سرمایه فیزیکی باید به طور دقیقتری فرمولبندی شود.

الف) شواهد سری زمانی درباره نرخهای سرمایه گذاری

این پیش‌بینی که افزایش دایمی در نرخ سرمایه گذاری، افزایش دایمی در رشد ایجاد می‌کند، مشخصه کلیدی مدلهای روش AK، رشد درونزاست. همان طوری که پیشتر گفتیم، برای نمونه، نرخهای رشد اعضای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، برای دوره ۱۹۵۰ تا ۱۹۸۸، حاکی از افزایش کم یا عدم افزایش دایمی است. اگر چه برای بعضی کشورها، نرخهای رشد، یک روند رو به پایین را نشان می‌دهد. محدودیت وضع شده به وسیله معادله (۳) نقض می‌شود، حتی اگر نرخهای سرمایه گذاری حرکتهای به سمت بالای دایمی مهمی را در برداشته باشد.

در واقع، نرخهای سرمایه گذاری برای بسیاری از کشورهای پیشرفته سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، یک روند مثبت قوی در دوره پس از جنگ را نشان می‌دهد. به علاوه، اگر کسی از دی

لونگ و سمرز (۱۹۹۱) و جونز (۱۹۹۴) پیروی کند و به سرمایه‌گذاری ثابت مولد توجه نماید، این روند تقویت می‌شود. این نکته اساسی در جدول ۳ مطرح می‌شود که در آن متوسط سهام سرمایه‌گذاری از اوایل دهه ۱۹۵۰ و اواخر دهه ۱۹۸۰ را برای پنج کشور مقایسه می‌کند.

جدول ۳. متوسط سهم سرمایه‌گذاری در محصول ناخالص داخلی (به درصد)

	فرانسه	آلمان	ژاپن	انگلستان	آمریکا
سرمایه‌گذاری کل					
۱۹۵۴-۱۹۵۰	۱۸/۴	۲۶/۱	۱۶/۱	۱۲/۱	۱۶/۵
۱۹۵۹-۱۹۵۵	۲۰/۸	۲۹/۲	۱۹/۰	۱۴/۳	۱۶/۰
۱۹۶۴-۱۹۶۰	۲۴/۰	۳۰/۳	۲۶/۸	۱۶/۷	۱۵/۷
۱۹۶۹-۱۹۶۵	۲۶/۹	۲۹/۵	۳۰/۷	۱۸/۹	۱۶/۹
۱۹۷۴-۱۹۷۰	۲۹/۵	۲۸/۷	۳۶/۵	۱۹/۶	۱۷/۲
۱۹۷۹-۱۹۷۵	۲۶/۴	۲۴/۷	۳۲/۵	۱۸/۷	۱۷/۴
۱۹۸۴-۱۹۸۰	۲۴/۲	۲۳/۹	۲۹/۴	۱۶/۲	۱۷/۳
۱۹۸۸-۱۹۸۵	۲۳/۷	۲۳/۶	۲۹/۶	۱۸/۸	۱۸/۱
سرمایه‌گذاری درکالاهای‌بادوام‌سرمایه‌ای					
۱۹۵۴-۱۹۵۰	۴/۳	۴/۸	۳/۴	۴/۸	۴/۴
۱۹۵۹-۱۹۵۵	۵/۱	۵/۵	۳/۸	۵/۵	۴/۳
۱۹۶۴-۱۹۶۰	۶/۳	۶/۸	۵/۶	۶/۰	۴/۲
۱۹۶۹-۱۹۶۵	۶/۹	۶/۹	۶/۰	۶/۶	۵/۲
۱۹۷۴-۱۹۷۰	۸/۱	۷/۸	۷/۴	۶/۹	۵/۴
۱۹۷۹-۱۹۷۵	۸/۰	۷/۳	۶/۴	۶/۹	۵/۹
۱۹۸۴-۱۹۸۰	۷/۹	۷/۶	۷/۵	۶/۶	۶/۲
۱۹۸۸-۱۹۸۵	۸/۰	۸/۱	۹/۸	۷/۵	۷/۲

مأخذ: سمرز و هستون (۱۹۹۱) و داده‌های منتشر نشده با کسب رضایت از روبرت سمرز.

جدول ۴، با صراحت بیشتری، خواص سری زمانی نرخهای سرمایه‌گذاری را در ۱۵ کشور نمونه، با استفاده از آزمون گسترش یافته دیکی-فولر، به طور مستند، ثابت می‌کند و برای یک روند زمانی معینی آزمون می‌کند.[۱] در جدول ۴، سرمایه‌گذاری ناخالص کل به عنوان سهمی از محصول ناخالص داخلی، شواهد آماری در مورد متغیرها تنها می‌تواند برای تقریباً $\frac{۱}{۳}$ تا $\frac{۱}{۲}$ نمونه به دست آید. آزمونهای دیکی-فولر (مسلماً با قدرت پایین) نمی‌توانند فرض نبود ریشه واحد در سطح ۱۰ درصد برای ۱۴ تا از ۱۵ کشور را رد نمایند (به طور جالبی ایالات متحده مستثنا شده است). به علاوه، همان طوری که به وسیله آزمون روند ساده نشان داده شده است، چند کشور، از جمله ایالات متحده، روند زمانی مثبت و معناداری را برای نرخ سرمایه‌گذاری کل نشان می‌دهند.

جدول ۴. خواص سری زمانی انتخابی داده‌های ۱۹۵۰-۱۹۸۸ نرخهای سرمایه‌گذاری در کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی

کشور	سرمایه‌گذاری کل		سرمایه‌گذاری ثابت مولد	
	آزمون‌اعتبار مدلها	روند زمانی	آزمون‌اعتبار مدلها	روند زمانی
استرالیا	۰/۵۵۹	-۰/۰۸۳	۰/۸۰۵	۰/۰۳۰
	(-۲/۲۷)	(-۱/۵۰)	(-۱/۷۱)	(۱/۶۰)
اتریش	۰/۷۴۸	۰/۲۷۹	۰/۴۲۰	۰/۰۷۱
	(-۱/۷۲)	(۴/۴۶)***	(-۳/۵۹)*	(۳/۸۲)***
بلژیک	۰/۷۹۴	۰/۰۳۴	...	...
	(-۲/۰۶)	(۰/۴۱)		

۱. اگر بخواهیم دقیق شویم، البته، فرایند استوکاستیک برای نرخهای سرمایه‌گذاری نمی‌تواند یک فرایند ریشه واحد محض باشد. نرخهای سرمایه‌گذاری (بین صفر و یک) محدود می‌شوند، اما می‌دانیم که یک فرایند ریشه واحد هر حد متناهی را با احتمال یک قطع می‌کند. با وجود این، ممکن است موردی باشد که در دامنه مربوط به آن، نرخهای سرمایه‌گذاری با یک فرایند ریشه واحد به خوبی مشخص شوند. بر پایه معادله (۳) به هر حال، تا اندازه‌ای که یک فرایند ریشه واحد نرخهای سرمایه‌گذاری را مشخص می‌کند، ما همچنین انتظار خواهیم داشت یک فرایند ریشه واحد نرخهای رشد را تحت مدلهای معادله (۱) مشخص نماید. بنابراین، آزمونهای اعتبار مدلها، در حقیقت، آزمون اعتبار آن مدل هستند.

ادامه جدول ۴

	سرمایه گذاری کل		سرمایه گذاری ثابت مولد	
کشور	آزمون‌اعتبار مدلها	روند زمانی	آزمون‌اعتبار مدلها	روند زمانی
کانادا	۰/۵۳۱	۰/۰۸۳	۰/۸۱۰	۰/۰۷۷
	(-۲/۹۵)	(۱/۹۱)*	(-۱/۷۱)	(۳/۸۵)***
دانمارک	۰/۸۸۲	-۰/۰۱۸	۰/۶۵۱	۰/۰۹۶
	(-۱/۴۱)	(-۰/۱۱)	(-۲/۶۶)	(۵/۵۵)***
فنلاند	۰/۶۱۸	-۰/۰۶۸	۰/۶۷۷	۰/۰۴۲
	(-۲/۵۷)	(-۰/۶۹)	(-۲/۸۴)	(۱/۲۲)
فرانسه	۰/۹۱۶	۰/۱۶۶	۰/۹۰۲	۰/۱۱۳
	(-۱/۱۷)	(۱/۶۸)	(-۱/۲۸)	(۵/۶۹)***
آلمان	۰/۷۶۹	-۰/۱۴۶	۰/۶۵۹	۰/۰۸۶
	(-۲/۲۷)	(-۲/۱۲)**	(-۳/۴۸)*	(۶/۱۸)***
ایتالیا	۰/۷۹۷	-۰/۰۹۵	۰/۳۷۴	۰/۰۳۷
	(-۲/۵۳)	(-۰/۸۵)	(-۴/۳۰)**	(۳/۶۹)***
ژاپن	۰/۸۹۹	۰/۴۲۶	۰/۸۲۰	۰/۱۵۹
	(-۱/۴۱)	(۲/۸۴)***	(-۱/۵۶)	(۷/۷۶)***
هلند	۰/۸۲۳	-۰/۱۴۰	۰/۸۵۴	۰/۰۰۸
	(-۲/۲۱)	(-۱/۳۶)	(-۱/۶۹)	(۰/۲۱)
نروژ	۰/۵۷۳	-۰/۰۳۶	۰/۶۶۶	-۰/۱۵۵
	(-۳/۰۲)	(-۰/۶۴)	(-۲/۷۳)	(-۲/۶۲)**
سوئد	۰/۸۱۹	-۰/۰۳۳	۰/۴۴۳	۰/۰۵۲
	(-۱/۸۲)	(-۰/۴۳)	(-۳/۶۱)**	(۶/۰۸)***

ادامه جدول ۴

کشور	سرمایه گذاری کل		سرمایه گذاری ثابت مولد	
	آزمون‌اعتبار مدلها	روند زمانی	آزمون‌اعتبار مدلها	روند زمانی
انگلستان	۰/۷۲۳	۰/۱۵۸	۰/۶۰۵	۰/۰۶۶
	(-۲/۶۲)	(۲/۷۱)**	(-۲/۷۳)	(۵/۴۸)***
آمریکا	۰/۰۲۸	۰/۰۶۸	۰/۷۱۲	۰/۰۸۰
	(-۵/۷۴)***	(۲/۱۸)**	(-۲/۴۳)	(۵/۹۰)***

توجه کنید: داده‌های سرمایه گذاری کل از سمرز و هستون (۱۹۹۱) گرفته شده است. داده‌های سرمایه گذاری ثابت مولد از داده‌های انتشار نیافته روبرت سمرز تهیه شده است. آزمون اعتبار مدلها در این جدول، شامل یک روند زمانی در رگرسیون است. ستونهای روند زمانی ضریب یک روند زمانی در یک رگرسیون ساده را گزارش می‌کند. همان طوری که در جدول ۱ بود.

چندین مسئله با کاربرد سرمایه گذاری ناخالص کل هنگام بررسی پویاییهای نرخهای رشد و نرخهای سرمایه گذاری وجود دارد. ابتدا، تشکیل سرمایه گذاری در دهه‌های اخیر به بخش غیر از ساختمان منتقل شده و به سمت سرمایه گذاریهای بادوام مولد میل کرده است. از آنجاکه عمر مفید سرمایه گذاری بادوام مولد خیلی کمتر از ساختمانهاست، ممکن است که روند مثبت در داده‌های نرخ سرمایه گذاری کل مصنوع افزایش در سرمایه گذاری برنامه‌ریزی شده به سبب جایگزینی استهلاک سرمایه که با انتقال به سرمایه‌های ثابت همراه است باشد، و بنابراین، سرمایه گذاری خالص، ممکن است، در حقیقت، به هیچ روی، روند را نشان ندهد.[۱]

ایراد مهم دیگر بر استفاده از داده‌های سرمایه گذاری کل با پژوهش اخیر دی-لونگ و سمرز (۱۹۹۱) و جونز (۱۹۹۴) آشکار می‌شود. این نویسندگان، مدعی هستند که سرمایه گذاری در

۱. وقتی که از سرمایه گذاری خالص به جای سرمایه گذاری ناخالص استفاده می‌شود، روند نرخهای سرمایه گذاری در آمریکا به طور چشمگیری کاهش یافته است (برای مثال، فصلهای ۲-۴ و ۳-۴ گزارش اقتصادی رئیس جمهوری ۱۹۹۰ را ملاحظه نمایید.). باید توجه داشت که اگر چه داده‌های استهلاک به خودی خود نیز هدف انتقاد هستند، بسیاری از استهلاکهای واقع شده، در عمل، به سبب فرسودگی شکل گرفته‌اند و نه به علت نابودی فیزیکی آنها. در این مورد، به انتقاد اسکات (۱۹۹۲) مراجعه کنید.

ماشین‌آلات، جزء مهم سرمایه گذاری برای توضیح فرایند رشد است: در رگرسیون بین - کشوری، نرخهای سرمایه گذاری در ماشین‌آلات به طور نیرومندی با رشد همبسته می‌باشند، در حالی که نرخهای سرمایه گذاری در غیر ماشین‌آلات و رشد ناهمبسته‌اند، حتی موقعی که متغیرهای توضیحی دیگر، از قبیل نرخهای نامنویسی و درآمد اولیه ثابت نگه داشته شوند. این نتیجه به طور بی‌نهایت نیرومند در داده‌های مقطعی ظاهر می‌شود. اگر سرمایه گذاری در ماشین‌آلات، که به طور متوسط در حدود $\frac{1}{3}$ سرمایه گذاری کل است، جزء اصلی سرمایه گذاری محرک رشد است، پس تمرکز روی سرمایه گذاری کل ممکن است گمراه کننده باشد.

دو ستون آخر جدول ۴، آزمونهای اعتبار مدلها و آزمونهای سری زمانی برای نرخ سرمایه گذاری ثابت مولد را نشان می‌دهد.[۱] استفاده از سرمایه گذاری ثابت مولد همچنین این کار را با اختلافهایی که در نرخهای استهلاک از اختلاف اولیه‌ای که بین ساختمانها و تجهیزات است، عنوان می‌کند. این نتایج نشان می‌دهد که جزء ثابت سرمایه گذاری واقعاً یک روند رو به بالای قویتری را از سرمایه گذاری کل نشان می‌دهد، که انعکاس‌دهنده تغییر توجه از سرمایه گذاری در ساختمان به سرمایه گذاری بادوام مولد است که پیشتر توضیح دادیم. آزمونهای اعتبار مدلها فرضیه صفر، یک ریشه واحد در نرخهای سرمایه گذاری بادوام را فقط برای چهار کشور رد می‌کند، اما هر کدام از این کشورها یک روند معین مثبت آماری معناداری را در نرخ سرمایه گذاری ثابت خود نشان می‌دهند. همچنین، نرخ سرمایه گذاریهای بادوام، در مقایسه با نرخهای سرمایه گذاری کل شواهدی از یک ریشه واحد با جریان مثبت قوی را نشان می‌دهد. همین طور، آزمونهای روند زمانی به صورت معناداری، روند مثبت در نرخهای سرمایه گذاری بادوام برای ۱۱ کشور از ۱۴ کشور - که داده‌های آنها موجود هستند - را پیدا می‌کند.

مسئله مدلهای AK، با مراجعه به جدول ۳، به آسانی قابل تلخیص است. نرخهای سرمایه گذاری اساساً در دوره پس از جنگ افزایش یافته است. نرخهای سرمایه گذاری کل برای برخی از

۱. سرمایه گذاری بادوام مولد از سرمایه گذاری در ماشین‌آلات، به دلیل وجود تجهیزات حمل و نقل در اولی، متفاوت شده است. از آنجا که نتایج مقطعی برای سرمایه گذاری بادوام مولد خیلی شبیه به نتایج سرمایه گذاری در ماشین‌آلات است، این اختلاف در نتایج گزارش شده در اینجا اهمیت چندانی ندارد.

کشورها، به اندازه چندین درصد افزایش یافته است. به طور قانع‌کننده‌تری باید بگوییم که اگرچه نرخهای سرمایه گذاری بادوام در حدود سه درصد - از درست ۴ درصد محصول ناخالص داخلی به بیشتر از ۷ درصد محصول ناخالص داخلی - برای فرانسه، آلمان، انگلستان، و ایالات متحده افزایش یافته است، در ژاپن این افزایش حتی زیادتر است، یعنی از حدود ۳/۵ درصد محصول ناخالص داخلی، به بیش از ۹ درصد رسیده است. به رغم این تغییرات بزرگ در نرخهای سرمایه گذاری، نرخهای رشد کاهش یافته‌اند، اگرچه پس از جنگ، این تغییرات ناچیز بوده‌اند.

با در نظر گرفتن همه اینها با یکدیگر، این نتایج می تواند به عنوان پشتوانه نسبتاً قوی برای تأیید این نظر که نرخهای سرمایه گذاری برای بیشتر کشورهای پیشرفته سازمان همکاری و توسعه اقتصادی تغییرات دایمی و بزرگی را دربرداشته‌اند، به کار رود. به علاوه، تبیین هر متغیر حذف شده‌ای که می توانست اثر سرمایه گذاری را دست کم برای کشورهایی که روند سرمایه گذاری آنها فزاینده است، دشوار است. مدلهای AK به خودی خود، برای مثال، به طور مشخص، چنین متغیری را معرفی نمی‌کند. سرمایه گذاری در سرمایه انسانی و آزادسازی تجارت خارجی، دو امکان مهمی هستند که هر دو به طور مشخص در دوره پس از جنگ روند رو به بالا داشته‌اند. همچنین، تکانه‌های قیمت انرژی کافی نیست: تکانه‌های سال ۱۹۷۳ و ۱۹۷۹ به بهترین وجه به عنوان تکانه یک - زمانه در نظر گرفته می‌شوند، زیرا تورم قیمت انرژی به طور واقعی از تورم CPI برای دوره ۱۹۵۰-۱۹۸۸ کمتر بوده است.[1] این نقص آزمون سری زمانی حاکی از آن است که مدل معادله (۱) با این داده‌ها رد می‌شوند. به بیان دیگر، مدلهای AK توصیف خوبی از نیروهای محرک پشت رشد در کشورهای توسعه یافته به دست نمی‌دهند.

ب) افقی که در آن سرمایه گذاری رشد را تحت تأثیر قرار می‌دهد

شواهد بالا جذاب است، اما مزیت محدودیت وضع شده توسط معادله (۳) را در نظر نمی‌گیرد.

---

۱. اگر ما قرار بود که نمونه را در سال ۱۹۸۲ به پایان برسانیم، تورم قیمت انرژی به طور جزئی بزرگتر از تورم CPI می‌بود. در هر صورت، از سال ۱۹۸۲ تا سال ۱۹۸۸، قیمت انرژی کاهش یافت، به طوری که در وضعیت واقعی دوره ۱۹۵۰-۱۹۸۸، تورم قیمت انرژی واقعاً زیر تورم CPI است (به جدول ضمیمه در گزارش اقتصادی رئیس جمهور ۱۹۹۰-۱۹۹۱ نگاه کنید.).

یک روش طبیعی برای آزمون مدلهای AK، آزمون صریح این محدودیت، با در نظرگرفتن ارتباط رفتاری سری زمانی سرمایه‌گذاری و رشد می‌باشد. تفسیر مجدد این معادله، تأثیر متقابل رشد و سرمایه‌گذاری را در طول زمان معتبر می‌داند، به طوری که هیچ یک از اثرها به طور همزمان رخ نمی‌دهد، محدودیت مدلهای AK یک ارتباط پویا مثل:

$$g_t = A(L)\, g_{t-1} + B(L)\, i_t + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

را پیشنهاد می‌کند، در حالی که A(L) و B(L) دو تا چند جمله‌ای با وقفه زمانی و با ریشه‌های خارج از دایره ریشه واحد هستند. این معادله می‌تواند بار دیگر به صورت زیر نوشته شود.

$$g_t = A(L)\, g_{t-1} + B(1)\, i_t + C(L)\, \Delta i_t + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

در حالی که C(L) یک چند جمله‌ای با وقفه از مرتبه (p - 1) ام است، به صورتی که:

$$c_k = -\sum_{i=k+1}^{p} b_i \quad , \qquad k = 1\ ,\ \ldots\ ,\ p-1 \qquad (۶)$$

محدودیت معادله (۳) ممکن است در این ارتباط پویا به این صورت تفسیر شود که لازم است که $B(1)>0$ باشد، بدین معنا که جمع ضریبها در چند جمله‌ای B(L) مثبت است: یک تکانه دایمی به سرمایه‌گذاری، پیوسته نرخ رشد را افزایش می‌دهد. شگفت‌انگیز نیست که شواهد داده شده در بالا، تخمین تجربی معادله (۵) هیچ مدرکی برای $B(1)>0$ عرضه نمی‌کند، که نتایج آن در اینجا گزارش شد.[۱]

این نتایج به اضافه مواردی که در بخش پیش مطرح کردیم، شواهد قوی فراهم می‌کنند که محدودیت کلیدی وضع شده به وسیله مدلهای AK رشد درونزا مصداق پیدا نمی‌کند. افزایش دایمی در نرخهای سرمایه‌گذاری، افزایش دایمی در نرخ رشد ایجاد نمی‌کند، بلکه بیشتر اثرها بر رشد موقتی است. در هر صورت، این شواهد افق زمانی را معرفی نمی‌کند که در طول آن اثر سرمایه‌گذاری بر رشد مهم است. شاید یک تغییر دایمی در سرمایه‌گذاری، رشد را برای ۲۵ تا ۳۰ سال افزایش می‌دهد. در این مورد، اگرچه مدلهای AK، به طور اخص ناصحیح هستند، ولی آنها

---

۱. در واقع، چندین تخمین تجربی، به طور معناداری B(1) را کمتر از صفر تولید کرده است که انعکاس‌دهنده یک روند مثبت در سرمایه‌گذاری و روند منفی در رشد است. ریز نتایج را می‌توان از نویسنده درخواست کرد. درونزایی سرمایه‌گذاری در این آزمون با کاربرد روشهای توصیف شده زیر بحث می‌شود.

ممکن است که یک نتیجه تقریباً درست و مفیدی را نشان دهند. همین طور، ممکن است موردی باشد که اثرها بر رشد، پس از ۸ یا ۱۰ سال، اندک یا غیرمحسوس هستند. در این مورد، نتیجه می‌گیریم که پیش‌بینی مدلهای AK، نه فقط از لحاظ فنی درست نیستند، بلکه گمراه کننده نیز هستند.

برای تخمین پاسخ پویای نرخهای رشد برای یک تغییر دایمی در نرخهای سرمایه‌گذاری، محدودیت $B(1)=0$ یادشده در بالا را وضع می‌کنیم، و در این زمینه، معادله زیر را در نظر می‌گیریم:

$$g_{it} = \alpha_i + \beta_i t_i + A(L)\, g_{it-1} + C(L)\, \Delta i_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۷)$$

این معادله، معادله (۵) به همراه یک عرض از مبدأ مشخص و یک روند زمانی مشخص کشوری را نشان می‌دهد. این روندهای زمانی، متضمن در نظرگرفتن تغییرات برونزا نرخهای رشد است که از الگو حذف شده‌اند. چون روند رو به پایین در نرخهای رشد در بعضی از کشورها را که به طور مصنوعی اثر پویای یک تغییر در سرمایه‌گذاری روی رشد را معکوس کرده‌اند، منطقی نمی‌دانیم. در هر صورت، به علت ورود نرخهای سرمایه‌گذاری در نخستین تفاضل الگوی تصریح شده متغیرهای سرمایه‌گذاری ساکن می‌باشند و باید با روند زمانی ناهمبسته شوند. این ادعا با مشاهده‌ای که از نتایج زیر به دست می‌آید، به آسانی برای استثنا شدن از این روند قابل تأیید هستند.

جدول ۵، تخمینهای OLS معادله (۷) به همراه واکنش پاسخ نرخهای رشد پویا به ازای یک درصد افزایش دایمی در نرخهای سرمایه‌گذاری، برای هر دو نوع سرمایه‌گذاری (سرمایه‌گذاری کل و سرمایه‌گذاری بادوام) را نشان می‌دهد.[۱] شکل ۳، پاسخهای پویا را به اضافه یک باند خطای معیار عددی محاسبه شده با استفاده از روش دلتا ترسیم می‌کند. توجه کنید که پاسخهای پویای محاسبه شده با استفاده از OLS، به سبب درونزایی سرمایه‌گذاری، تورش‌دار می‌شوند. در هر صورت، مفید است که این نتایج را پیش از برگشت به یک فن تخمین مناسبتر در نظر بگیریم.

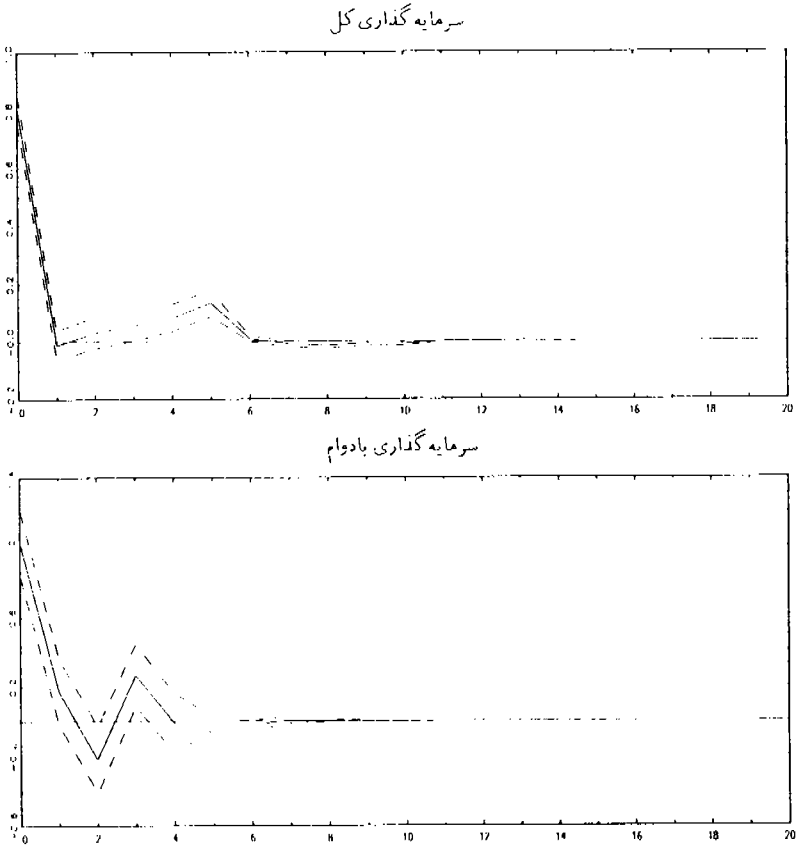
---

۱. نتایج برای نمونه کامل کشورها گزارش می‌شود، هر چند اگر نمونه به این کشورها محدود شود، نتیجه تغییری نمی‌کند، زیرا وجود یک ریشه واحد در نرخ سرمایه‌گذاری نمی‌تواند رد شود.

جدول ۵. پاسخهای پویای نرخهای رشد و محصول ناشی از یک درصد افزایش دایمی در نرخ سرمایه گذاری

دوره سال	سرمایه گذاری کل		سرمایه گذاری بادوام مولد ثابت	
	پاسخهای پویای OLS	پاسخ انباشته OLS	پاسخهای پویای OLS	پاسخ انباشته OLS
۰	۰/۸۰۲	۰/۸۰۲	۱/۰۲۰	۱/۰۲۰
۱	-۰/۰۱۳	۰/۷۸۹	۰/۱۶۷	۱/۱۸۶
۲	۰/۰۳۰	۰/۸۱۹	-۰/۲۲۲	۰/۹۶۵
۳	۰/۰۵۵	۰/۸۷۴	۰/۲۶۳	۱/۲۲۸
۴	۰/۰۸۱	۰/۹۵۵	-۰/۰۱۲	۱/۲۱۶
۵	۰/۱۳۳	۱/۰۸۸	-۰/۰۱۵	۱/۲۰۱
۶	۰/۰۰۸	۱/۰۹۶	-۰/۰۲۶	۱/۱۷۵
۷	-۰/۰۰۸	۱/۰۸۸	۰/۰۰۹	۱/۱۸۴
۸	-۰/۰۱۴	۱/۰۷۴	۰/۰۰۵	۱/۱۸۹
۹	-۰/۰۰۷	۱/۰۶۷	۰/۰۰۱	۱/۱۹۰
۱۰	-۰/۰۰۹	۱/۰۵۸	-۰/۰۰۲	۱/۱۸۸
۱۵	۰/۰۰۱	۱/۰۶۲	-۰/۰۰۰	۱/۱۸۸
۲۰	-۰/۰۰۰	۱/۰۶۱	-۰/۰۰۰	۱/۱۸۸

توجه کنید: جواب پویا با استفاده از رگرسیون نرخهای رشد بر پایه اثر کشور بر رشد محاسبه می‌شود. یک روند زمانی کشور مشخص، نرخهای رشد با وقفه زمانی و تغییرات جاری با وقفه در نرخهای سرمایه گذاری، برای این مدل مشخص با سرمایه گذاری کل و پنج وقفه از هر دو عنصر رشد و هم سرمایه گذاری استفاده شده است. برای تصریح سرمایه گذاری ثابت مولد چهار وقفه زمانی از رشد و سرمایه گذاری استفاده شده است. نتایج برای انتخاب طول وقفه قوی هستند.



شکل ۳. پاسخ پویای نرخ رشد ناشی از یک درصد افزایش در نرخ سرمایه گذاری

مأخذ: محاسبات نویسنده. خطوط نقطه‌چین یک انحراف خطای استاندارد محاسبه شده با استفاده از روش دلتا را نشان می‌دهد. پانوشت جدول ۵ را ببینید.

برای هر دو نوع سرمایه گذاری (کل و بادوام) بیشترین تأثیر تکانه سرمایه گذاری روی رشد به طور همزمان در نتایج OLS رخ می‌دهد. در حقیقت، این چند تا تفسیر معقول به طور بالقوه به علت تورش بالای مرتبط با تأثیرات پویای همزمان، گمراه کننده است. نکته کلیدی نتایج OLS این است که تأثیر مثبت یک درصد افزایش در نرخ سرمایه گذاری روی رشد پس از شش سال جزئی است.

به علاوه، باند خطای معیارها با گذر زمان سریعاً همگرا می‌شوند، به صورتی که ما می‌توانیم با اطمینان بگوییم که اثرهای مثبت بر رشد پس از حدود شش سال ناپدید می‌شوند.

جدول ۵، همچنین اثر تجمعی محصول سرانه به ازای یک درصد افزایش در نرخ سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد. برای اثر بلندمدت سرمایه‌گذاری کل (که تقریباً به طور کامل پس از شش سال رخ می‌دهد) افزایش محصول سرانه به اندازه ۱/۰۶ درصد است و برای سرمایه‌گذاری بادوام اثر بر محصول در حدود ۱/۱۹ درصد است. برای رسیدگی کردن به درستی و نادرستی این اعداد، مدل آشنای "سولو" با بازده کمتر از واحد نسبت به سرمایه را در نظر بگیرید:

$$y = k^{\alpha} \quad , \quad \alpha<1$$

$$\dot{k} = iy - (n + g + \delta) k \qquad (۸)$$

در حالی که انتخاب علایم همانی است که در بخش پیش بوده است، جز اینکه n و g، به ترتیب، رشد جمعیت و رشد بهره‌وری بوده و برونزا هستند و محصول و متغیر سرمایه به صورت سرانه مؤثر هر کارگر تعریف می‌شوند. در این مدل، می‌توانیم نشان دهیم که:

$$\frac{\partial \ln y^{ss}}{\partial i} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \cdot \frac{1}{i} \qquad (۹)$$

در حالی که مشتق جزئی برای نشان دادن این حقیقت استفاده می‌شود که سطح فن‌آوری ثابت نگه داشته می‌شود. برای انجام محاسبه در این مدل اجازه دهید، فرض کنیم که i=۰/۲۵ که متوسط ارزش نرخ سرمایه‌گذاری از نمونه، مربوط به کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی است. برای α=۰/۲۵، معادله (۱۰) نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در نرخ سرمایه‌گذاری سطح حالت یکنواخت محصول سرانه را به اندازه ۱/۳۳ درصد افزایش می‌دهد. برای α=۰/۳۳ اثر بلندمدت، دو درصد است. این تخمین جدول ناشی از نتایج OLS بوده و موجه می‌نماید، اما احتمالاً یک کمی کمتر از واقع می‌باشد.[۱]

۱. تا اندازه‌ای که استهلاک جبران نمی‌شود، این تخمین کمتر از واقع، به طور مشخص، برای نرخ سرمایه‌گذاری کل مورد انتظار خواهد بود. برای مثال، همان طوری که پیشتر گفتیم، نرخ سرمایه‌گذاری ناخالص کل برای آمریکا، شامل یک روند زمانی (ناشی از انتقال از بخش ساختمان به بخش سرمایه‌گذاریهای ثابت) است. هر چند نرخ سرمایه‌گذاری خالص کل وجود نداشته باشد، این حقیقت که تخمین برای سرمایه‌گذاری ثابت مولد برای پیش‌بینی به مدل سولو شبیه‌تر است، این هدف را تأیید می‌کند.

پیوست الف، این تحلیل را برای محاسبه درونزایی بالقوه سرمایه‌گذاری با استفاده از فن "تشخیص مقید" گسترش می‌دهد. نتیجه بسط یافته به طور یکنواخت نشان می‌دهد که افق زمانی که یک تکانه دایمی سرمایه‌گذاری اثرهایی بر رشد دارد، کمتر از هشت سال است.

این نتایج، مدارک ارائه شده در مطالعات مقطعی دی لانگ و سمرز (۱۹۹۱) و جونز (۱۹۹۴) را پالایش می‌دهد. آن مطالعات، حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات (که با سرمایه‌گذاری بادوام از طریق تجهیزات حمل و نقل تفاوت دارد) جزء کلیدی سرمایه‌گذاری در توضیح توزیع مقطعی نرخهای رشد است و فرض می‌کند که یارانه‌های سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات احتمالاً عامل ایجاد افزایش در نرخهای رشد بلندمدت (۲۵ ساله) هستند. نتایج سری زمانی در این مقاله، حاکی از آن است که افزایش دایمی در سرمایه‌گذاری بادوام، بر نرخ رشد کشورهای پیشرفته سازمان همکاری و توسعه اقتصادی برای فقط یک حالت افق کوتاه‌مدت تا میان‌مدت اثر دارند. اختلاف بین نتایج سری زمانی و مقطعی به طور بالقوه به علت روند مثبت در نرخهای سرمایه‌گذاری در طول ۲۵ سال گذشته در این کشورها دیده می‌شود. چون هر زمانی نرخهای سرمایه‌گذاری به اندازه یک درصد افزایش می‌یابد، رشد اقتصادی، یک اثر موقتی برای پنج تا هشت سال را آزموده است. یک روند مثبت در نرخهای سرمایه‌گذاری برای ۲۵ سال، پس به آسانی می‌توانست متوسط نرخ رشد را در طول این افق افزایش دهد، اما چنین افزایشی دایمی نیست.[۱]

این افق نسبتاً کوتاه یک انتقاد تندی از مدلهای رشد درونزای AK است که نه فقط آشکار می‌کند که افزایش دایمی در نرخ سرمایه‌گذاری فقط یک اثر موقتی بر نرخ رشد دارد، بلکه همچنین حاکی از آن است که طول افق زمانی که این اثر در آن رخ می‌دهد، به اندازه کافی برای اینکه پیش‌بینیهای مدلهای AK را گمراه کننده بسازد، کوتاه است.

---

۱. آیرباج، هاست و اولاینر (۱۹۹۲) اثر تکانه‌ها را بر نرخ سرمایه‌گذاری روی ضریب رگرسیون دی لانگ و سمرز در نظر گرفته و نشان دادند که تخمینهای نقطه‌ای با نمونه مدل سولو سازگار هستند.

۴. آزمون مدلهای رشد مبتنی بر پژوهش و توسعه

الف) نظریه

تا اندازه‌ای به علت عدم رضایت از عملکرد تجربی مدلهای AK، نوشته‌های مربوط به رشد درونزا، به مدلهایی که رشد بلندمدت را با تمرکز روی پیشرفت فن‌آورانه و پژوهش و توسعه توضیح می‌دهد، گراییده است، همان‌گونه که در کارهای رومر (۱۹۹۰)، گروسمن و هلپمن (۱۹۹۱-الف، ۱۹۹۱-ب)، و آگهین و هویت (۱۹۹۲) دیده می‌شود. در این مدلها، پیشرفت فن‌آوری، از تلاش برای اختراع و ابداع نتیجه می‌شود. تلاشی که با حداکثرسازی سود فردی تأمین می‌شود. پیدایی هر ابداع، بهره‌وری را افزایش می‌دهد و چنین کشفیاتی سرانجام منبع رشد بلندمدت هستند.

در حالی که اساس این مدلها هم مفصل و هم پیچیده است. اما خیلی از مفاهیم کلیدی آن را می‌توان با کاربرد فرم خلاصه شده زیر بررسی کرد.[۱]

$$Y = K^{1-\alpha} (AL_Y)^{\alpha} \qquad (۱۰)$$

$$\dot{A} / A = \delta L_A \qquad (۱۱)$$

در حالی که Y، محصول، A بهره‌وری یا دانش، و K سرمایه است.[۲] نیروی کار در هر دو فعالیت، هم در تولید محصول (L_Y) و هم در تلاش برای ابداع (L_A) استفاده می‌شود، به صورتی که $L_Y + L_A = L$ کل نیروی کار موجود در اقتصاد را نشان می‌دهد. به پیروی از Romer/GH/AH فرض می‌شود L ثابت است.[۳]

---

۱. این ساده‌سازی چند تا از نظریه‌های جالب تئوریک ارائه شده توسط Romer/GH/AH را تعدیل می‌کند، به ویژه وقتی که روشی که در آن بازده فزاینده تابع تولید با تشخیص غیرمتمرکز آشتی داده می‌شود، به کار رفته است.

۲. توجه کنید که δ در این بخش، به عنوان پارامتر کارایی پژوهش و توسعه معرفی می‌شود و نرخ استهلاک نیست.

۳. رومر (۱۹۹۰) بین نیروی کار ماهر H و نیروی کار غیر ماهر L تمایز قایل شد و فرض کرد که نیروی کار ماهر در تولید نهایی و در پژوهش و توسعه مورد استفاده قرار می‌گیرند، در حالی که نیروی کار غیرماهر فقط برای تولید محصول نهایی مورد استفاده واقع می‌شود. از آنجا که فرض می‌شود که مقدار کل نیروی کار ماهر و غیرماهر ثابت است، این، اندک اختلافی در آن مدل و در این مقاله ایجاد می‌کند. در هر صورت، این تمایز، بی‌گمان، در آینده به سبب انجام پژوهش برای جستجوی ساختار خرد اقتصادی مدافع پژوهش و توسعه در شرایط مدلهای رشد اهمیت خواهد داشت.

معادله (۱۰)، یک نمونه تابع تولید با پیشرفت فن‌آوری خنثی هارود است. همان طوری که در مقاله رومر (۱۹۹۰) آمده، بازده فزاینده نسبت به مقیاس در این تابع تولید، طبیعت بی‌نظیر دانش را منعکس می‌کند: با سطح مشخص دانش A، دو برابر کردن سرمایه و نهاده نیروی کار برای دو برابر کردن محصول کافی است. دو برابر کردن موجودی دانش همین طور منجر به این می‌شود که محصول بیش از دو برابر شود. برای مثال، استیو جابز و استیو وزنایک یک بار متوجه شدند که چگونه ترکیب نیروی کار مبتکر و مدارهای الکترونیکی کامپیوتر شخصی را به وجود می‌آورد، در جایی که کامپیوترهای اضافی می‌توانست بدون هیچ هزینه ابداع اضافی تولید شود. به بیان دیگر، نقشه‌های کامپیوتر آپل می‌توانست با هزینه صفر تکثیر شود، به صورتی که فقط مدارهای الکترونیکی اضافی، تکنیسینهای کامپیوتر و یک انبار بزرگ برای آغاز به کار یک کارخانه برای تولید انبوه کامپیوترهای آپل لازم بود.

در مدلهای Romer/GH/AH، تولید محصول نهایی معمولاً برحسب جمع نهاده‌های واسطه‌ای نوشته می‌شود که خودشان با استفاده از سرمایه تولید می‌شوند. در این گامها A می‌تواند تعداد نهاده‌های واسطه‌ای - همان طوری که در مقاله رومر (۱۹۹۰) مطرح شده - یا کیفیت تعداد نهاده‌های واسطه‌ای - همان طوری که در بحث گروسمن و هلپمن (۱۹۹۱-ب) آمده - را نشان دهد. در هر صورت، فرم خلاصه شده این مدلها، همواره شبیه آن فرمی خواهد بود که در معادله (۱۰) دیدیم.

معادله (۱۱)، پژوهش و توسعه در قلب مدلهای Romer/GH/AH نهفته است و نیروی کار شاغل در پژوهش و توسعه را با نرخ رشد دانش مرتبط می‌کند. از آنجا که Romer/GH/AH فرض می‌کند که اندازه نیروی کار ثابت است، اقتصاد در حالت یکنواخت خواهد بود و وقتی که سهم نیروی کار شاغل در پژوهش و توسعه ثابت است، از یک مسیر رشد متوازن پیروی می‌کند. در طول این مسیر رشد متوازن نسبت سرمایه به نیروی کار و رشد محصول سرانه با یک نرخ یکسان[1]

۱. رشد سرمایه و محصول در همان نرخ نیازمند بحث بیشتری است، از لحاظ نظری، این نتیجه به طور طبیعی حاصل می‌شود، موقعی که مصرف‌کننده به مدل اضافه می‌شود. حداکثرسازی ارزش تنزیل شده حال یک تابع مطلوبیت CRRA منجر به نتیجه آشنایی می‌شود که رشد مصرف به نرخ برگشت پس‌انداز وابسته است. به علت فرم کاب دوگلاس تابع تولید، نرخ بازدهه در این اقتصاد با نسبت سرمایه به محصول مناسب است. و از آنجا که نرخ بازده باید در طول مسیر رشد متوازن ثابت باشد، محصول و سرمایه باید با نرخ یکسان رشد کنند.

رشد می‌کند. این نرخهای رشد، با نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل، مساوی می‌شود، همان طوری که قابل اثبات است، وقتی که معادله (۱۰) به شکل سرانه نوشته و دیفرانسیل لگاریتمی گرفته شود. نرخ رشد یکنواختی برای این اقتصاد وجود دارد با

$$g_y = g_A = g \equiv \delta s^* L \qquad (۱۲)$$

مشخص می‌شود، در اینجا s^* سهم حالت یکنواخت نیروی کار اختصاص یافته به پژوهش و توسعه و L مقدار کل (ثابت) نیروی کار موجود در اقتصاد را نشان می‌دهد.

در مدلهای Romer/GH/AH، سهم حالت یکنواخت نیروی کار اختصاص یافته به پژوهش و توسعه به طور صریح برحسب پارامترهای مدل حل می‌شود. یکی از نتایج کلیدی آن این است که یارانه به بخش پژوهش و توسعه اقتصاد ممکن است سهم نیروی کار اختصاص یافته به پژوهش و توسعه را افزایش دهد، و بنابراین، بر نرخ رشد مسیر متوازن بیفزاید.

علاوه بر آن، معادله (۱۲) بیانگر آن است که اندازه اقتصاد، یک عامل تعیین‌کننده رشد حالت یکنواخت است با ثابت نگه داشتن s^*. اگر مقدار کل نیروی کار در اقتصاد دو برابر شود، نرخ رشد سرانه اقتصاد نیز دو برابر می‌شود.[۱] این قبیل "اثرهای مقیاسی" در مجموعه‌ای از مقاله‌های ارائه شده به وسیله ریور - باتیز و رومر (۱۹۹۱) و گروسمن و هلپمن (۱۹۹۱-الف) تأکید شده است. به عنوان مثالهایی از روشی که در آن ادغام دو اقتصاد از نظر فن‌آوری متفاوت، خواه به طور غیرمستقیم از طریق آزادی مبادله یا به طور مستقیم از طریق روابط رسمی، می‌تواند منجر به افزایش در نرخ رشد حالت یکنواخت گردد، به شرط اینکه این اقتصادها از دو برابر کردن کوشش در هزینه‌های پژوهش و توسعه چشمپوشی کرده و روی ابداعات جدیدی تمرکز یابند. موضوع انتقال فن‌آوری تفسیر شواهد مقطعی روی اثرهای مقیاسی را پیچیده‌تر می‌کند، اما محدودیت سری زمانی قبلاً مطرح شده، یک آزمون طبیعی از این مفهوم را ارائه می‌دهد.

---

۱. در حقیقت s^*، همچنین در پاسخ به افزایش در اندازه نیروی کار افزایش می‌یابد و بازتاب یک افزایش در بازده نسبت به پژوهش و توسعه است.

ب) شواهد سری زمانی

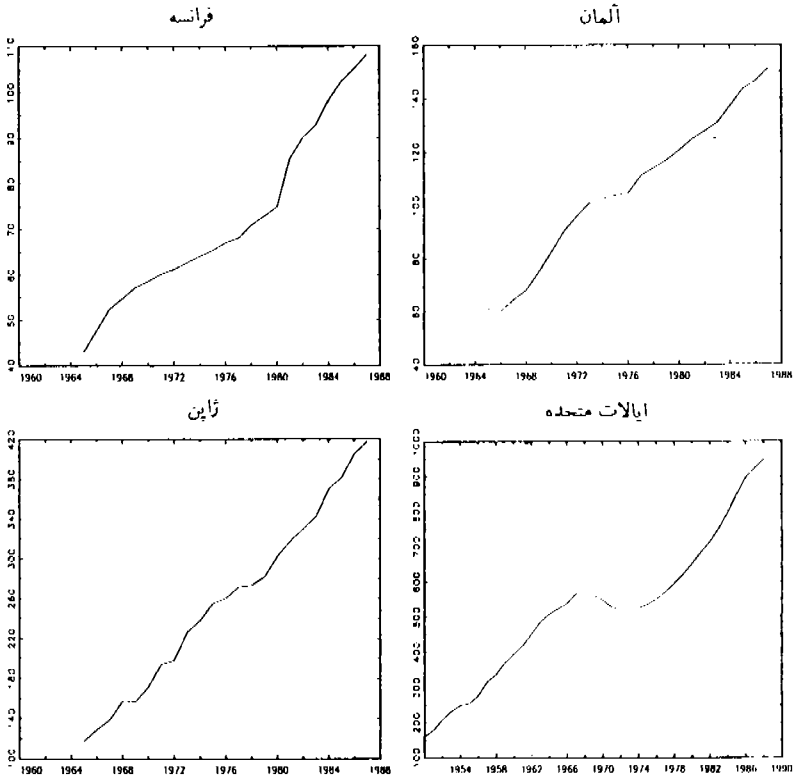
مفهوم اثرهای مقیاسی به آسانی با وجود عدم افزایش مداوم در نرخهای رشد رد می‌شود: طبق مدلهای Romer/GH/AH روند نمایی در سطح نیروی کار به یک روند نمایی در نرخهای رشد سرانه منجر خواهد شد.[1] به علاوه، فکر درباره متغیرهایی که می‌توانستند اثر مقیاسی نمایی را خنثی کنند، بسیار دشوارتر است. برای ابقای مدلهای AK، ما به متغیری برای خنثی کردن افزایش نسبتاً کم نرخهای سرمایه گذاری احتیاج داریم، هر چند برای ابقای مدلهای مبتنی بر پژوهش و توسعه، به متغیری برای خنثی کردن افزایش نمایی در سطح منابع اختصاص یافته به پژوهش و توسعه نیاز داریم.

منطق نظری این بحث، از طریق تحلیل دقیقتری مطرح می‌شود. معادله پژوهش و توسعه (۱۱) را در نظر بگیرید. این معادله، می‌تواند به عنوان مثال، رشد بهره‌وری کل متناسب با L_A است تفسیر شود، زیرا موجودی دانش، A ، همچنین یک شرط بهره‌وری خنثی در مدل هارود است. با تمرکز روی معادله (۱۱) به طور صریح می‌توانیم این مسئله را در مدلهای مبتنی بر پژوهش و توسعه نشان داده و آزمونی که برای مسائلی مانند تحولات پویا قوی است، ارائه دهیم.

برای مقایسه L_A ، شکل ۴ تعداد دانشمندان و مهندسان شاغل در پژوهش و توسعه در فرانسه، آلمان، و ژاپن را از سال ۱۹۶۵ و برای ایالات متحده از سال ۱۹۵۰ ترسیم می‌کند. برای هر کشوری، این مقیاس L_A یک روند رو به بالای قوی را نشان می‌دهد. برای مثال، از سال ۱۹۵۰، تعداد دانشمندان و مهندسان شاغل در پژوهش و توسعه در ایالات متحده، ازکمتر از ۲۰۰,۰۰۰، به تقریباً یک میلیون نفر رشد کرده و بیشتر از پنج برابر افزایش یافته است. برای ژاپن، این رشد حتی بیشتر برجسته بوده است. از حدود ۱۲۰,۰۰۰ نفر در سال ۱۹۶۵، به بیشتر از ۴۰۰,۰۰۰ نفر تا سال ۱۹۸۷، یعنی درست در طول دو دهه، افزایش بیش از ۳۰۰ درصدی داشته است. اگر به جای منابع اختصاص یافته به پژوهش و توسعه، مخارج واقعی پژوهش و توسعه اندازه‌گیری می‌شد، با این شکل خیلی مشابه می‌بود.

---

۱. لگاریتم سطح نیروی کار یک روند مثبت قوی را در طول دوره ۱۹۵۰–۱۹۸۸ نشان می‌دهد و به عنوان فرایند ریشه واحد با جریان مثبت برای اقتصادهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی به خوبی توصیف می‌شود.



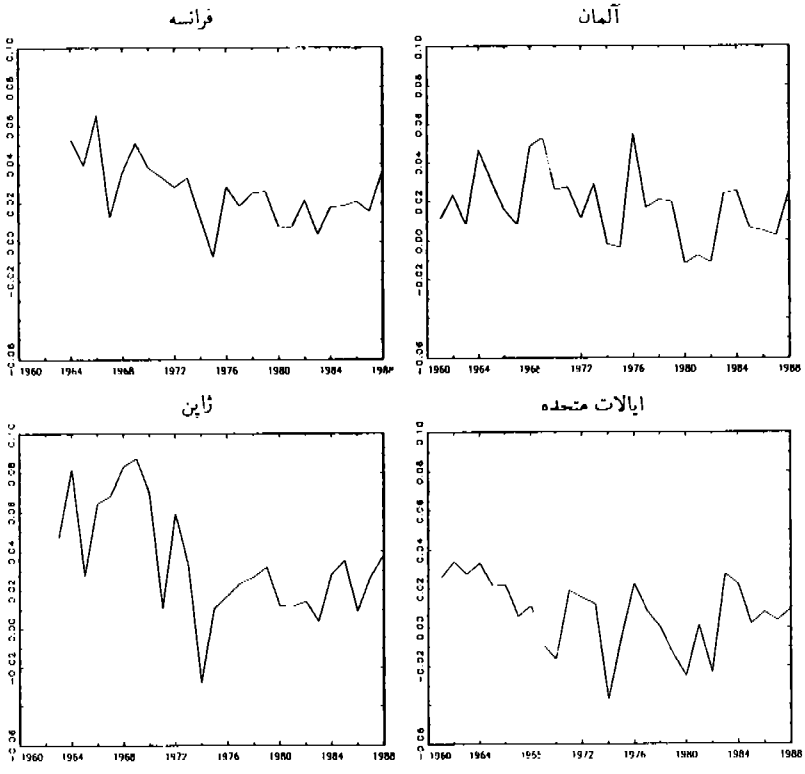
شکل ۴. دانشمندان و مهندسان شاغل در پژوهش و توسعه (به هزار)

مأخذ: شاخصهای مهندسی و علوم NSF (۱۹۸۹) و منابع مختلف آماری.

شکل ۵، تحلیل معادله پژوهش و توسعه را با رسم نرخهای رشد بهره‌وری کل عوامل برای فرانسه، آلمان، ژاپن و ایالات متحده کامل می‌کند. روند منفی برای رشد بهره‌وری کل عوامل در فرانسه و ژاپن نمایان است، در حالی که هیچ روند واضحی برای رشد بهره‌وری کل عوامل (TFP) آلمان و ایالات‌متحده در دست نیست.[۱] معادله اصلی پژوهش و توسعه مدلهای Romer/GH/AH،

۱. تخمینهای نقطه‌ای از ضریبهای روند زمانی برای رشد بهره‌وری کل عوامل به طور یکسانی منفی هستند، هر چند فقط برای فرانسه و ژاپن معنادار بوده‌اند.

آزمون سری زمانی پیشنهاده شده قبلی را نادیده می‌گیرد. رشد بهره‌وری کل عوامل افزایش کم یا غیر دایمی را نشان می‌دهد و حتی یک روند منفی برای بعضی کشورها دارد، در حالی که اندازه L_8 رشد نمایی قوی را نشان می‌دهد. روشن است که این نتایج می‌تواند با اهمیت بیشتری تأیید گردد.[۱]



شکل ۵. رشد بهره‌وری کل عوامل

مأخذ: بخش اقتصاد تحلیل داده‌های آماری سازمان همکاری و توسعه اقتصادی. داده‌ها را استیون انگلندر تهیه کرده است.

۱. برای مثال یک رگرسیون از رشد بهره‌وری کل عوامل روی متغیر L_8، خواه با وقفه یا بدون وقفه زمانی، بسته به نوع تصریح الگو، واکنش بلندمدت منفی یا صفر خواهد داشت.

یکی از مسائلی که به توضیح بیشتری نیاز دارد، مناسب بودن یک کشور به عنوان واحد مشاهده است، به میزانی که فن‌آوری از طریق مرزهای بین‌المللی به سرعت منتشر می‌شود، آزمون معادله پژوهش و توسعه کشور به کشور، ممکن است نتایج گمراه کننده‌ای به دست دهد. شاید واحد صحیح تحلیل همه کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی یا حتی جهان، به جای یک کشور منفرد، درست باشد. در هر صورت، حتی اگر ما این انتقاد را قبول کنیم و فرانسه، آلمان، ژاپن و ایالات متحده با همدیگر را به عنوان یک واحد منفرد در نظر بگیریم، نتایج بدون تغییر باقی می‌مانند. اندازه گیریهای متفاوت L_8 در هر یک از این کشورها، روند نمایی مثبت دارد، به طوری که جمع وزنی آنها نیز یک روند قوی و فزاینده را نشان می‌دهد. بنابراین، تصور این نکته دشوار است که چگونه این نتیجه گیریها، با وجود کشورهای اضافی، برعکس شود.

مدلهای رومر (۱۹۹۰)، گروسمن و هلپمن (۱۹۹۱-الف ، ۱۹۹۱-ب) و آگهین و هویت (۱۹۹۲) به آسانی با کاربرد آزمون سری زمانی پیشنهاد شده در این مقاله رد می‌شوند. این مدلها، این نکته را مسلم می‌گیرند که نرخهای رشد محصول سرانه و بهره‌وری کل عوامل تولید، با سطح منابع تخصیص یافته به پژوهش و توسعه، افزایش خواهند یافت، که شدیداً با شواهد تجربی در تعارض است.

ج) بحث

با توجه به آنچه گفتیم، نوشته‌های در زمینه رشد درونزا، با شواهد سری زمانی مستند، به عدم افزایش دایمی در نرخهای رشد سرانه ناسازگار به نظر می‌رسد. هر دو مدل، هم مدلهای تیپ AK و هم مدلهای مبتنی بر پژوهش و توسعه، با این شواهد رد می‌شوند. حتی مورد اخیر با شدت بیشتری رد می‌شود. این مدلها می‌توانستند با توسل به کاهش برونزای دایمی در بهره‌وری - یک نرخ رشد منفی برای باقیمانده سولو - نجات یابند. اما این بحث خاص، از لحاظ منطقی، ناپسند است.

صرف نظر از پیش‌بینی اثرهای مقیاسی بین دوره‌ای، مدلهای رشد مبتنی بر پژوهش و توسعه، از لحاظ نظری خیلی جذاب هستند. رشد در این مدلها به عنوان نتیجه‌ای از ابداع با منطق بنگاهها با هدف حداکثرکنندگی سود روی می‌دهد. بنابراین، با توجه به این جاذبه، شایسته است که برای به

دست آوردن روشی برای ابقای ساختار اساسی این مدلها در حالی که پیش‌بینی اثرهای مقیاسی حذف می‌شود، اقدام شود. جونز (۱۹۹۵) یک مدل جانشین را به طور مفصل بررسی کرد، و این بحث کلیدی می‌تواند به عنوان بیان مجددی از یک مفهومی که در متون مربوط به AK آشنا است، خلاصه شود.

معادله پژوهش و توسعه یک ساختار AK مانند دارد:

$$\dot{A} = \delta L_A A \qquad (۱۳)$$

به بیان دیگر، بازده نسبت به انباشت نهاده‌ها، مساوی واحد است. اساساً دلیل این است که چرا این مدلها رشد درونزا ایجاد می‌کنند. یک تفسیر از این نتایج با کاربرد محدودیت ساکن، این است که بازده نسبت به نهاده‌های قابل انباشت باید کمتر از یک باشد. گرچه مفهوم این فرض خوب شناخته شده است، اما تکرار آن در زمینه مدلهای مبتنی بر پژوهش و توسعه مفید است. معادله پژوهش و توسعه گسترش یافته زیر را در نظر بگیرید.

$$\dot{A} = \delta L_A A^{\phi} \qquad (۱۴)$$

که در آن، $\phi<1$ فرض می‌شود. تقسیم هر دو طرف به A،

$$\dot{A} / A = \delta (L_A / A^{1-\phi}) \qquad (۱۵)$$

طبق تعریف، در حالت یکنواخت نرخ رشد، A ثابت است، به صورتی که صورت کسر و مخرج کسر طرف راست معادله (۱۵) باید با یک نرخ رشد کنند. در حقیقت، این محدود کردن نرخ رشد A است: که معادل $\frac{1}{1-\phi}$ ضرب در نرخ رشد L_A است. اما در حالت یکنواخت نرخ رشد تعداد دانشمندان می‌تواند بزرگتر از نرخ رشد جمعیت نباشد. علاوه بر این، تابع تولید داده شده به وسیله معادله (۱۰) به این معناست که

$$g_y = g_A = n / (1 - \phi) \qquad (۱۶)$$

و آن به این مفهوم است که معمولاً محصول سرانه و تمام متغیرهای الگو در یک نرخ تعیین شده با نرخ رشد جمعیت و پارامتر ϕ رشد می‌کنند. با $\phi = 1$ هیچ مسیر رشد حالت یکنواخت با وجود رشد جمعیت وجود ندارد. رشد قابل انفجار است، اما با $\phi<1$، نرخ رشد جمعیت است که یک عامل کلیدی تعیین‌کننده رشد سرانه است. نتیجه گیری شبیه نتیجه الگوی یادگیری از طریق انجام کار آرو

(۱۹۶۲) با بازده فزاینده، ولی کمتر از واحد عوامل قابل انباشت است.[۱]

جونز (۱۹۹۵) یک انگیزش مفهومی برای معادله پژوهش و توسعه با $\phi<1$ ارائه کرد و مفهوم این معادله را برای رشد و رفاه در یک مدل تیپ رومر بررسی کرد. در این الگو، اساس ساختار خرد رومر (۱۹۹۰) واقعاً تغییر نکرده است: هنوز به علت حداکثرکنندگی سود عاملانی که پژوهش و توسعه را در جستجوی ابداع به عهده می‌گیرند، رشد در این مدلها قابل حصول است. در هر صورت، به قیمت نجات ساختار خرد الگو مشخصه تاریخی متون مربوط به رشد درونزا از دست رفته است. سیاستهای مرسوم دولت، همچون دادن یارانه به پژوهش و توسعه یا به انباشت سرمایه، هیچ اثر رشد بلندمدتی (در مدل با $\phi<1$) ندارد. همان طوری که در مدل سولو، این سیاستها، بر نرخ رشد اثر نمی‌گذارد.

۵. نتیجه

این مقاله، نبود تغییرات دایمی بزرگ و رو به بالا در نرخهای رشد را برای پیشنهاد یک روش عمومی آزمون مدلهای رشد درونزا، مورد استفاده قرار داد. اگر ما نظریه رشد درونزا را با پیش‌بینی اینکه تغییرات دایمی در متغیرهای سیاستی منجر به تغییرات دایمی می‌شود مشخص کنیم، پس عدم تغییر دایمی در نرخهای رشد، یک محدودیت قوی روی این مدلها وضع می‌کند: خواه متغیرهایی که اثرهای دایمی روی رشد دارند یا تغییرات دایمی کمی را نشان دهند، خواه در حد اعجاب‌آمیزی، تغییرات در این متغیرها خنثی شده باشند.

این آزمون شواهدی را علیه دو گروه از مدلهای در متون مربوط به رشد درونزا، هم مدلهای AK و هم مدلهای مبتنی بر پژوهش و توسعه ارائه کرد. در مورد مدلهای AK تخمینهای تجربی حاکی از آن است که افزایش دایمی در نرخ سرمایه‌گذاری برای همیشه نرخهای رشد را افزایش نمی‌دهد، بلکه بر رشد - حداکثر به مدت هشت تا ده سال - اثر می‌گذارد. با توجه به مدلهای مبتنی بر پژوهش و توسعه، شواهد علیه این مدلها حتی محدودکننده‌تر است. این مدلها، پیش‌بینی می‌کنند که نرخهای رشد متناسب با سطح پژوهش و توسعه خواهد بود که دقیقاً با افزایشهای خیلی زیاد در

۱. کرمر (۱۹۹۳) نشان داد که مدلی مانند این، با رفتار جمعیت در طول دوره تاریخ انسان سازگار است.

پژوهش و توسعه در ۴۰ سال گذشته تأیید نشده است.

جونز (۱۹۹۵) معتقد است که رد اثرهای مقیاسی به طور بالقوه خیلی جدی است. در مدل بسط یافته رومر (۱۹۹۰) که اساس (پایه) خرد مدلهای مبتنی بر پژوهش و توسعه را ایفا می‌کند، فرایند حذف اثرهای مقیاسی با حذف مشخصه متون مربوط به رشد درونزا همراه می‌شود. در مدلهای گسترش یافته، نرخهای رشد بلندمدت همسوی با سیاستهای مرسوم دولت است. در هر صورت، شواهد شکل ۱ را به خاطر آورید که در آن، هیچ عنصری در آمریکا تجربه نشده است که اثر دایمی بر رشد داشته باشد. پرتو این شواهد، عدم پراکندگی نتایج ممکن است دقیقاً همانهایی باشند که تحلیل داده‌ها به آن نیاز دارد.

پیوست الف) بازنگری درونزایی رگرسیون سرمایه گذاری

به علت ورود جمله همزمانی سرمایه گذاری در معادله (۷) پاسخهای پویای محاسبه شده با استفاده از OLS باتورش می‌شوند، جهت تورش نیز نوعاً مبهم است. اقتصادسنجی کلاسیک به ابزاری برای به دست آوردن تخمینهای سازگار برای سرمایه گذاری جاری نیاز دارند. اما به دست آوردن چنین ابزارهایی در متون مربوط به سرمایه گذاری از لحاظ نظری دشوار هستند. برای مثال، بوسورث (۱۹۸۵) رفتار سرمایه گذاری و افزایش را پس از اصلاحات اساسی فعالیت مالیاتی ۱۹۸۱ بررسی کرد و نتیجه گرفت که متغیرهای مالیات شاخصهای ضعیفی از تغییرات بعدی در سرمایه گذاری هستند، به هر حال، فن ساده توصیف شده در زیر به ما اجازه می‌دهد که حدود پاسخهای پویای درست را محاسبه کنیم. حداکثر افق زمانی که بر سرمایه گذاری رشد اثر می‌گذارد، در این روش، حد بالایی افق درست را نشان می‌دهد، که از این به بعد پاسخ درست همزمان در درون حدود یادشده واقع می‌شود.

برای ساختن حدود پاسخهای پویا، ما نظریه اقتصادی و تخمینهای OLS معادله (۷) را برای محاسبه حدود بالایی و پایینی ضریب متغیر درونزا به کار می‌بریم. سپس مشخصه‌ها N^* می‌تواند با محدودسازی ضریب متغیر درونزا با به دست آوردن N^* فاصله‌ای در دامنه بین حد بالا و حد پایین تخمین‌زده شود. برای هر یک از این تخمینهای N^*، ما باقیمانده ضریبها را باکاربرد OLS تخمین

می‌زنیم و پاسخهای پویا را محاسبه می‌کنیم. با یک محدوده (یا به عبارتی برای N^* به اندازه کافی بزرگ) به اندازه کافی روشن ارزشهای نهایی پاسخهای پویا ارزشهای درست را محدود می‌کنند. آزمونها می‌تواند با کاربرد این حدود نهایی انجام شود.

نخست، ما یک حد بالایی درباره c_0، ضریب تغییر در نرخ سرمایه گذاری همزمان را به دست می‌آوریم. تحت فروض منطقی که کوواریانس بین ابداع ε و سرمایه گذاری جاری مثبت است، تخمین OLS، c_0 به سمت بالا تورش‌دار خواهد شد، و بنابراین، یک حد بالایی درباره ارزشهای درست را نشان می‌دهد.[1] این مورد برای معقولترین تفسیرهای تکانه‌هایی که رشد و سرمایه گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهند، صادق است. برای مثال، یک تکانه برونزا به بهره‌وری، به طور همزمان، هم نرخ رشد و هم نرخ سرمایه گذاری را افزایش می‌دهد. در یک چارچوب ساختاری VAR برای رشد و سرمایه گذاری، این فرض کوواریانس هم‌ارز با فرضی است که ضریب رشد در معادله سرمایه گذاری مثبت است.

برای به دست آوردن حد پایینی c_0، به خاطر آورید که در مدلهای رشد ساده، همچون مدل سولو یا مدلهای AK که پیشتر آمد، اثرهای همزمان یک تغییر در سرمایه گذاری بر رشد غیرمنفی است. یک حد پایین صفر پس منطقی به نظر می‌رسد.[2] این حدود را در نظر بگیرید، ما پاسخهای پویای رشد را برای یک تغییر N^* زمانه سرمایه گذاری با قید اثر همزمان برای به دست آوردن ارزشهای فاصله‌ای به طور یکنواخت در این حدود، تخمین می‌زنیم.

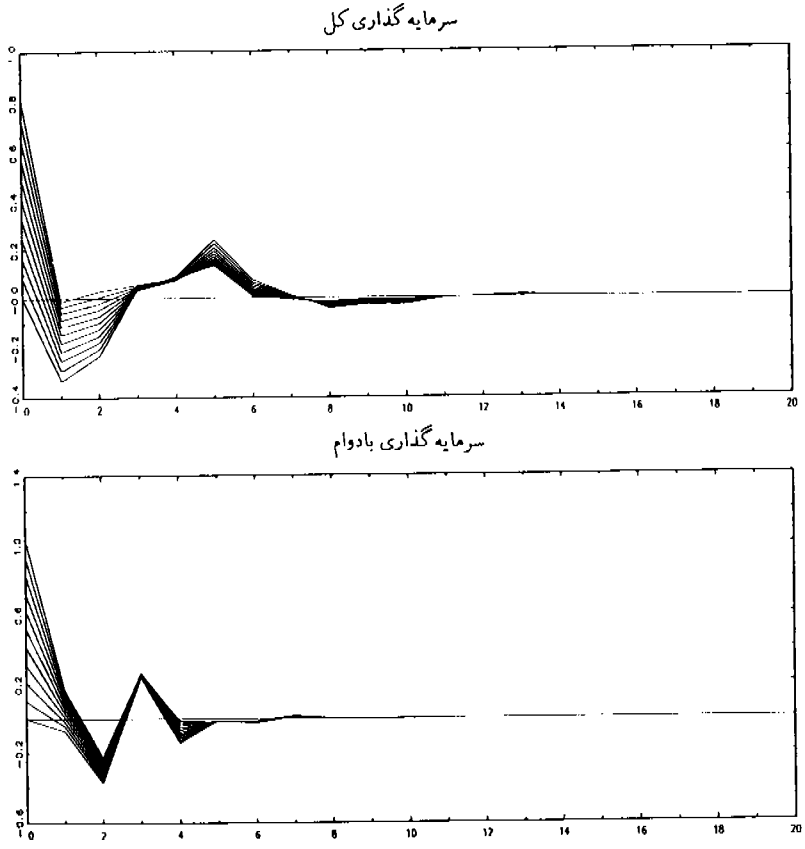
شکل ۶، پاسخهای پویا را برای هر یک از $N^* = 11$ ارزش پاسخهای همزمان رسم کرده است. این حدود برای پاسخهای کوتاه‌مدت (۰-۲ ساله) به طور قابل ملاحظه‌ای انعکاس نااطمینانی ما درباره اثر همزمان تغییر می‌کند. اما حتی پس از فقط سه سال، پاسخهای پویا درون یک دامنه کوچک دسته دسته می‌شوند. شکل نشان می‌دهد که پس از حدود هفت سال برای سرمایه گذاری کل (پنج سال برای سرمایه گذاری ثابت) افزایش دایمی در نرخ سرمایه گذاری فقط اثرهای

---

۱. یک افزایش هماهنگ و ساده می‌تواند برای نشان دادن این فرض که کوواریانس بین ε و متغیر با وقفه صفر است، مورد استفاده قرار گیرد.

۲. یک حد پایین جانشین (و با محدودیت بیشتر) می‌توانست محاسبه شود با انتخاب پاسخهای پویایی که یک اثر انباشتگی روی محصول مساوی با صفر ایجاد می‌کند.

ناچیزی بر رشد دارد. نتایجی که تغییرات دایمی در سرمایه‌گذاری اثرهای موقتی بر رشد دارد، برای نظارت بر درونزایی نرخ سرمایه‌گذاری قوی است.



شکل ۶. حدود OLS پاسخهای پویای نرخهای رشد به ازای یک درصد افزایش در نرخ سرمایه‌گذاری

مأخذ: محاسبات نویسنده.

پیوست ب) داده‌های ضمیمه

سرانه سرمایه و محصول ناخالص داخلی سرانه کارگر. در مورد داده‌های محصول ناخالص داخلی سرانه برای دوره ۱۹۰۰-۱۹۸۷ (۱۸۸۰-۱۹۸۷ برای ایالات متحده) از مادیسون

(۱۹۸۲-۱۹۸۹) به وسیله برنارد (۱۹۹۱) ساخته می‌شود. داده‌های مربوط به محصول ناخالص داخلی سرانه کارگر برای دوره ۱۹۵۰-۱۹۸۸ از سمرز و هستون (۱۹۹۱) هستند.

دانشمندان و مهندسان شاغل در پژوهش و توسعه، داده‌ها برای فرانسه، آلمان، ژاپن و ایالات متحده از شاخصهای مهندسی و علوم NSF، ۱۹۸۹ گرفته شده‌اند. داده‌های ایالات متحده پیش از سال ۱۹۶۵، از خلاصه آماری ایالات متحده مسائل متفاوت به دست آمده است. این کشورها به طور خالص بر پایه داده‌های موجود انتخاب شده‌اند. داده‌ها برای انگلستان موجود بود، اما فقط برای سالها انتخاب شده است.

رشد بهره‌وری کل عوامل. داده‌های رشد بهره‌وری کل عوامل به طور کلی از بخش اقتصادی و تحلیل آماری پایه‌ای داده‌های سازمان همکاری و توسعه اقتصادی هستند که استیون انگلندر ارائه کرده بود.

منابع

Aghion, Philippe, and Peter Howitt, "A Model of Growth through Creative Destruction," *Econometrica*, LX (1992), 323–51.

Arrow, K. J., "The Economic Implications of Learning by Doing," *Review of Economic Studies*, XXIX (1962), 155–73.

Auerbach, A. J., K. A. Hassett, and S. D. Oliner, "Reassessing the Social Returns to Equipment Investment," Federal Reserve Board of Governors, R&S Working Paper #129, 1992.

Bai, J., R. Lumsdaine, and J. Stock, "Testing for and Dating Breaks in Integrated and Cointegrated Times Series," Working Paper, 1991.

Barro, Robert, "Economic Growth in a Cross Section of Countries," *Quarterly Journal of Economics*, CVI (1991a), 407–43.

___, "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth," *Journal of Political Economy*, XCVIII (1991b), S103–S125.

Ben-David, Dan, "Equalizing Exchange: Trade Liberalization and Income Convergence," *Quarterly Journal of Economics*, CVIII (1993), 653–80.

Benhabib, Jess, and Boyan Jovanovic, "Externalities and Growth Accounting," *American Economic Review*, LXXXI (1991), 82–113.

Bernard, Andrew, "Empirical Implications of the Convergence Hypothesis," Working Paper, Stanford University, 1991.

Bosworth, B., "Taxes and the Investment Recovery," *Brookings Papers on Economic Activity*, (1985), 1–38.

De Long, J., Bradford, and Lawrence H. Summers, "Equipment Investment and Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, CVI (1991), 445–502.

Dickey, David A., and W. A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, LXXIV (1979), 427–31.

Easterly, William, "Distortions and Growth in Developing Countries," Working Paper, World Bank, 1991.

Economic Report of the President, 1990 (Washington, DC: Government Printing Office, 1990).

Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series* (New York: John Wiley, 1976).

Grossman, G., and E. Helpman, *Innovation and Growth in the Global Economy* (Cambridge: MIT Press, 1991a).

Grossman, G., and E. Helpman, "Quality Ladders in the Theory of Growth," *Review of Economic Studies*, LVIII (1991b), 43–61.

Jones, Charles I., "Economic Growth and the Relative Price of Capital," *Journal of Monetary Economics*, XXXIV (1994), 359–82.

___, "R&D-Based Models of Economic Growth," *Journal of Political Economy* (1995), forthcoming.

Kremer, Michael, "Population Growth and Technological Change: One Million B.C. to 1990," *Quarterly Journal of Economics*, CVIII (1993), 681–716.

Lucas, Robert E., Jr., "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, XXII (1988), 3–42.

Maddison, Angus, *Phases of Capitalist Development* (Oxford, UK: Oxford University Press, 1982).

___, *The World Economy in the 20th Century* (Paris: Development Centre of the OECD, 1989).

Mankiw, N. Gregory, David Romer, and David N. Weil, "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, CVII (1992), 407–38.

Newey, W. K., and K. D. West, "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, LV (1987), 703–08.

Rebelo, Sergio, "Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth," University of Rochester, manuscript, 1987.

Rivera-Batiz, L., and P. Romer, "Economic Integration and Endogenous Growth," *Quarterly Journal of Economics* CVI (1991), 531–55.

Rivera-Batiz, L., and P. Romer, "Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth," *Journal of Political Economy*, XCIX (1991), 500–21.

Romer, Paul M., "Increasing Returns and Long-Run Growth," *Journal of Political Economy*, XCIV (1986), 1002–37.
——, "Crazy Explanations for the Productivity Slowdown," *NBER Macroeconomics Annual* (Cambridge: MIT Press, 1987).
——, "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy*, XCVIII (1990), S71–S103.
Scott, M. F. G., "Policy Implications of a New View of Economic Growth," *Economic Journal*, CII (1992), 622–32.
Summers, Robert, and Alan Heston, "The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950–1988," *Quarterly Journal of Economics*, CVI (1991), 327–68.
U. S Department of Education, *Digest of Education Statistics* (Washington, DC: Government Printing Office, 1988).

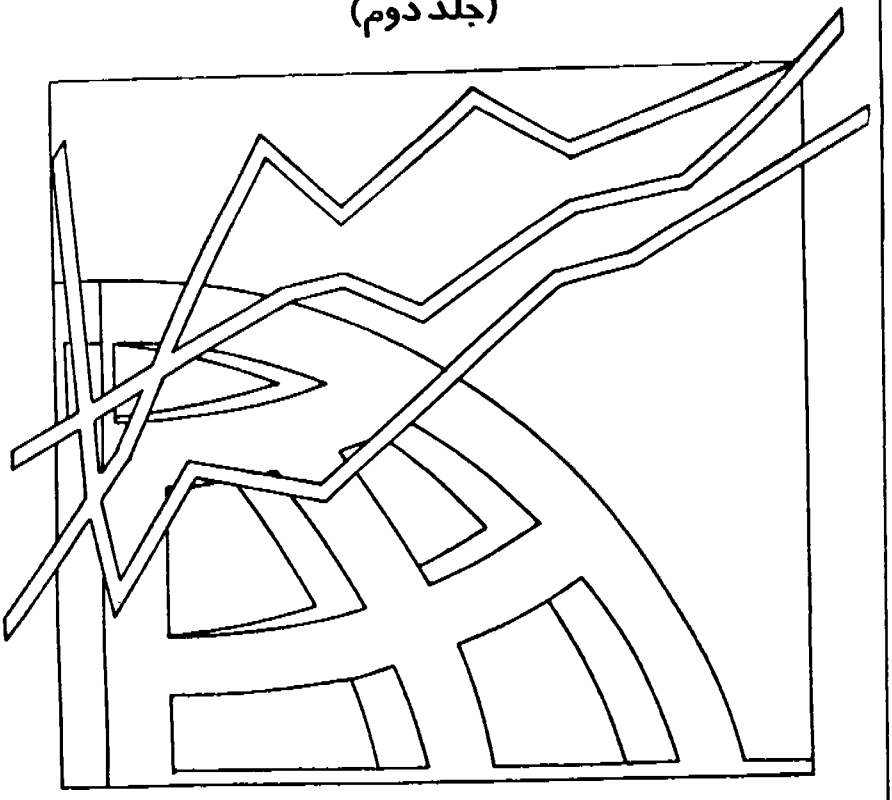
منتشر می‌شود

در سهایی در

اقتصاد کلان

به همراه توضیحات مترجمان

(جلد دوم)



نویسندگان: اولیویر جین بلانچارد - استنلی فیشر

مترجمان: دکتر محمود ختائی - تیمور محمدی