



پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان

علمی - پژوهشی

سال هشتم، شماره‌ی ۱۵، نیمه‌ی اول ۱۳۹۲

عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران؛ رویکرد میانگین‌گیری

بیزی

* سیدمحمدعلی کفایه

** عباس جوزی

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۶/۷

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۱۲/۱۸

چکیده

هر چند رشد اقتصادی و عوامل موجد آن، از دیرباز مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته ولی علی‌رغم مطالعات فراوان، هنوز هم نسبت به عوامل مؤثر بر آن توافق حاصل نشده است و هر محقق با توجه به شواهد و ذهنیت خویش، الگویی را به عنوان مناسب‌ترین انتخاب برآورد و تفسیر می‌کند. در این مقاله تلاش می‌شود تا با تعریف نااطمینانی در تابع رشد و با رویکردی موسوم به میانگین‌گیری بیزی، به تعیین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران پرداخته شود.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، عدم اطمینان مدل، اقتصاد سنجی بیزی

طبقه‌بندی JEL: C11, O47

* نویسنده‌ی مسئول - استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی E-mail: m-kafaie@sbu.ac.ir

** کارشناس ارشد سیستم‌های برنامه‌ریزی اقتصادی دانشگاه شهید بهشتی

۱- مقدمه

در تحقیقات تجربی رشد اقتصادی، متغیرهای توضیحی متفاوتی لحاظ شده است که بیش تر به هدف و دیدگاه محقق بستگی دارد؛ زیرا هر محقق در جهت دادن پژوهش خود متغیرهایی را که مؤثر می‌داند در مدل قرار می‌دهد. این که کدام متغیرها به مدل درست تعلق دارند، سؤال پیش روی محقق در تمام کارهای تجربی است. برای مثال، هرگاه سرمایه ی انسانی مؤثر باشد (نفیسی، ۱۳۸۱؛ قدیری، ۱۳۷۹؛ محمدی، ۱۳۸۱)، عواملی همچون بی‌ثباتی اقتصادی و تجارت خارجی مدّ نظر قرار نمی‌گیرند؛ ولی وقتی سرمایه ی انسانی در نظر گرفته نمی‌شود، اثر بی‌ثباتی اقتصادی بر رشد معنی‌دار است (نوروزی، ۱۳۷۸). پس کدام متغیر به الگوی درست تعلق دارد؟ نبود یک چارچوب نظری مورد توافق، به بروز تفاوت های درخور توجهی منجر خواهد شد و کوچکی نمونه، دلیل اصلی لحاظ نشدن تمام عوامل ذکر می‌شود، تا از کاهش درجه ی آزادی مدل و دقت و اتکاپذیری برآوردها جلوگیری شود. در نمونه‌های بزرگ، برآورد ضریب متغیرهای بی‌ربط (متغیرهایی که به مدل درست تعلق ندارند) به صفر می‌گراید؛ اما افزایش تعداد مشاهدات، همواره میسر نیست و محقق هم چند متغیر مهم از نگاه خود را در مدل لحاظ و بقیه را حذف می‌کند یا نادیده می‌انگارد. تقریباً در تمام موارد، حفظ یک متغیر، مبتنی بر نتایج آماری است و همین اتکا، گاه موجب بروز رگرسیون کاذب می‌شود.

مقالات جدید رشد اقتصادی (برای مثال سلایی مارتین، ضاویر و همکاران و فرناندز کارمن و همکاران)^۱، این مشکل را دریافته و راه‌حل ارائه کرده‌اند. روش های درمان اولیه، از کیفیت مناسبی برخوردار نبودند و از نواقصی چون نداشتن پایه‌های نظری مناسب آماری رنج می‌بردند. خوشبختانه، مسأله ی روشن نبودن مدل درست در چارچوب روش بیزی قابل بررسی و موسوم به نااطمینانی در مدل است؛ که در آن تعیین یک مدل فقط با ارائه ی دلایلی توصیفی را هم نادرست تلقی می‌کند. در روش بیزی، مدل‌های متعددی تعریف می‌شود و به هر یک احتمال درست بودن منسوب و با استفاده از داده‌های موجود به بهبود احتمال‌های منتسب مبادرت می‌شود. در حقیقت

1-Sala-i-Martin, e Xavier, et al and Fernandez Carmen, et al

در این روش، محقق با خطر^۱ انتخاب یک مدل خاص و نادیده گرفتن دیگر مدل های محتمل مواجه نیست و از تمام اطلاعات استفاده می کند.

۲- مروری بر کارهای پیشین

گفته شد که در پژوهش های تجربی رشد اقتصادی، چارچوب مورد توافق عام وجود ندارد و هر مقاله تنها تعدادی از متغیرها را به عنوان عامل مؤثر معرفی می کند؛ به طوری که در هیچ تحقیقی، تمام متغیرهای مؤثر، مدنظر قرار نمی گیرد یا کنترل نمی شود. لوین و رنلت^۱ (۱۹۹۲) با استفاده از تحلیل نهایی کران های لیمر (۱۹۷۸، ۱۹۸۳ و ۱۹۸۵)^۲ در پی یافتن شواهدی دال بر حساسیت یافته های مطالعات گذشته به متغیرهای تعریف شده بودند. اینان بر اساس کار نافذ کورمندی و مگوایر^۳ (۱۹۸۵) عمل می کنند که وجه مشترک اکثر رگرسیون های رشد بین کشوری را خطی و مستقل بودن متغیرها از هم می دانند:

$$Y = \alpha_m + \beta_{mR}R + \beta_{mV}V + \beta_{mZ}Z + u \quad (1)$$

(Y) محصول ناخالص داخلی سرانه و یا سهم سرمایه گذاری از آن، R مجموعه متغیرهای همواره موجود در مدل m، V مجموعه متغیرهای مورد نظر محقق و Z برداری از حداکثر ۳ متغیرمنتخب از k متغیر معرفی شده در مطالعات قبلی است) این مدل برای تمام ترکیب های ممکن Z برآورد، دامنه ی تغییرات تمام β_{mV} مشخص و کوچک ترین کران پایین و بزرگ ترین کران بالای این دامنه ها معین می شود. اگر علامت هر دو مقدار فرین یکسان باشد، متغیر مورد نظر غیرشکننده یا نیرومند^۴ است؛ پس همبستگی جزئی بین V و Y وجود دارد (همبستگی صفر در آن نیست) و تأثیر V بر متغیر وابسته Y علی رغم وجود متغیرهای مختلف توضیحی، معنی دار و جهت تأثیرگذاری نیز ثابت است. برعکس اگر علامت دو کران نهایی (یا فرین) متفاوت باشد، وجود همبستگی جزئی بین این دو متغیر، قابل دفاع نیست و با تغییر داده ها، علامت ضریب تغییر می کند (همبستگی صفر هم امکان پذیر است و علامت ضریب به تغییر در داده ها حساسیت نشان می دهد و شکل رابطه هم تغییر می کند)؛ یعنی تأثیر این متغیر بر Y

1-Ross E. Levine and David Renelt.

2-Leamer's extreme bound analysis (EBA)

3-Kormandi and Meguire

4-Robust

شکننده^۱ است. این دو، در نهایت نتیجه می‌گیرند که هیچ کدام از متغیرهایی که تا به حال مطرح شده بر رشد اقتصادی اثری ندارند. این مشکل به دست گرنجر و اولیگ^۲ (۱۹۹۰) به درستی شناسایی شد و راه درمان نیز به تحلیل کران های نهایی منطقی شهرت یافت.

سلایی مارتین^۳ (۱۹۹۷- الف) با نقد نتایج و روش لوین و رنلت، روشی را ارائه می‌کند که با دستاوردهای کارهای تجربه ی پیشین توافق بیش تری دارد. او نیز ناطمینانی نسبت به متغیرهای الگو را مسأله‌ای قابل طرح در پژوهش های تجربی رشد اقتصادی می‌داند و ادعا می‌کند که پاسخ لوین و رنلت به مسأله ی ناطمینانی، ابتدایی و به معنی آن است که اگر علامت برآورد ضریب مورد نظر در یک رگرسیون، متفاوت از علامت همین ضریب در دیگر رگرسیون ها باشد، پس متغیر مورد نظر نیرومند نیست.

با تعبیر فوق، نتیجه ی لوین و رنلت مبنی بر شکننده بودن تقریباً همه ی متغیرها، شگفت آور نیست. یک دلیل احتمالی این نتیجه را می‌توان چنین بیان کرد: در حقیقت هیچ متغیری با رشد همبستگی ندارد و از پژوهش های تجربی رشد اقتصادی چیزی نمی‌توان آموخت (این گونه مطالعات کاملاً بیهوده‌اند). توجیه دیگر آن که این آزمون بیش از اندازه قوی است و هیچ متغیری نمی‌تواند از آن سربلند بیرون آید. به عبارتی، اگر ضریب مورد نظر در فضای مدل ها به گونه‌ای توزیع شده باشد که بتواند هم مقادیر منفی و هم مقادیر مثبت را اختیار کند، همواره می‌توان با تعریف رگرسیون های جدید، یعنی با تغییر بقیه ی متغیرهای حاضر در رگرسیون، به ضریبی با علامت متفاوت نسبت به رگرسیون های قبلی دست یافت؛ پس می‌توان اطمینان داشت که شکنندگی متغیر مورد نظر، همواره تضمین شده است.

سلایی مارتین با دور شدن از بحث آزمون تحلیل نهایی کران ها و به عبارتی جدا شدن از چارچوب صفر و یک این تحلیل (نیرومندی در مقابل شکنندگی)، قصد دارد میزان اهمیت هر متغیر را بر اساس تابع چگالی احتمال ضریب متغیر مشخص کند. اولین مشکل رویاروی وی، مشابه نبودن توزیع این ضریب ها است. پس دو حالت را از هم متمایز می‌کند:

1-Fragile
2-Granger & Uhlig
3-Sala-I-Martin

حالت اول، نرمال بودن برآوردکننده: برای به دست آوردن تابع توزیع تجمعی برآورد کننده، به میانگین و انحراف معیار توزیع نیاز است؛ پس برای هر مدل، تابع درست نمایی $(m = 1, 2, \dots, M)$ را تشکیل می دهند و برآورد نقطه‌ای ضریب β_{mj} در m امین مدل و انحراف معیار آن $(\hat{\sigma}_{mj})$ محاسبه می کنند. میانگین وزنی برآورد کننده‌های ضریب مورد نظر $(\bar{\beta}_{mj})$ با وزن های متناسب با تابع درست نمایی (ω_m) عبارت است از:

$$\bar{\beta}_j = \sum_{m=1}^M \omega_m \hat{\beta}_{mj} \quad (2)$$

$$\omega_m = \frac{\ell_m}{\sum_{i=1}^M \ell_i} \quad (3)$$

بدین ترتیب به مدل هایی با احتمال درست‌نمایی بیش تر (مورد حمایت بیش تر داده‌ها) وزن بزرگ تری منسوب می‌شود و همین طور برای واریانس:

$$\bar{\sigma}_j = \sum_{m=1}^M \omega_m \hat{\sigma}_{mj} \quad (4)$$

حالت دوّم: نرمال نبودن برآوردکننده: در این حالت، میانگین وزنی احتمال‌های تجمعی (تا صفر) هر مدل Φ_m با همان وزن های قبلی (ω_m) به شکل زیر محاسبه می شود:

$$\bar{\Phi} = \sum_{m=1}^M \omega_m \Phi_m \quad (5)$$

اما چون احتمال درست نمایی، به دلیل هم‌خطی دیگر نمی‌تواند نمادی از برازش بهتر مدل باشد، پس تعریف وزن های ω_m به شکل بالا نامناسب است. در صورت حادث بودن این مشکل، بهتر است میانگین‌گیری ساده (بدون وزن) انجام شود. سلاهی مارتین، روش لوین و رنلت را دنبال می‌کند: هر مدل شامل چند متغیر ثابت (در همه ی مدل ها)، چند متغیر مورد نظر و ۳ متغیر، از مجموعه متغیرهای توضیحی با مقبولیت بیش تر در پژوهش های نظری و تجربی رشد است. وی در توجیه این نحوه ی مشخص‌نمایی می‌گوید که در همه ی مدل های رشد، حداقل ۷ متغیر مستقل در سمت راست تعریف شده‌اند که اگر برای آزمون شدت تأثیرگذاری هر متغیر خاص، آن را در مدل حفظ کنند و ۶ متغیر باقی مانده تغییر کند، آن گاه ۳/۴ میلیارد رگرسیون، باید برآورد شوند. برآورد این تعداد رگرسیون ۴ سال زمان لازم داشت؛ بنابراین به پیروی از لوین و رنلت، تنها سه متغیر را که با Z نشان داده بود، تغییر می‌دهد و ۳ متغیر را بر اساس مطالعات

گذشته: سطح اولیه (آستانه ای) تولید ناخالص داخلی سرانه، امید به زندگی و تعداد ثبت نام کنندگان در دوران ابتدایی را ثابت نگه می دارد. سپس با آزمون تحلیل نهایی کران ها دریافت که از ۵۹ متغیر، تنها یک متغیر نیرومند است؛ ولی در بین متغیرهای شکننده و بر اساس نسبت t ، بسیاری از متغیرها در سطح ۹۰ درصد معنی دارند؛ سطح معنی داری برخی از متغیرها بسیار کمتر است و این خود دلیلی برای نامناسب بودن سیستم تصمیم گیری صفر یا یک است.

فرناندز و همکاران (۲۰۰۱) برای رویارویی با نااطمینانی در مدل و در یک چارچوب دقیق آماری به بررسی پرداختند و در حقیقت پیشگامان به کارگیری اقتصاد سنجی بیزی در این زمینه هستند. آنان مجموعه ی بزرگی از مدل های ممکن را مشتمل بر ترکیب های مختلف از ۴۱ متغیر و به عبارتی^{۴۱} مدل را بررسی و از روش زنجیره ی مارکف مونت کارلویی^۱ برای رویارویی با این تعداد عظیم مدل استفاده می کنند. یافته های آنان بر اساس همان بانک اطلاعاتی مورد استفاده ی سلایی مارتین در سال ۱۹۹۷ است و تا حد زیادی از نتایج خوش بینانه تر سلایی مارتین نسبت به لوین و رنلت حمایت می کند؛ هرچند متغیرهایی را مهم یافته اند که با متغیرهای مهم در مطالعه ی سلایی مارتین اختلاف دارند، (ولی به طور کلی از رویکرد سلایی مارتین، البته با تفاوت هایی اساسی پیروی می کنند) که از همه مهم تر، عدم حمایت از انتخاب مجموعه ی ثابتی از متغیرها در تمام مدل ها است. این روش به محقق اجازه می دهد پا را از مطالعات قبلی فراتر بگذارند و تفسیری واضح و در یک چارچوب دقیق آماری از نتایج ارائه کنند. اینان رگرسیون های خطی رشد محصول ناخالص داخلی سرانه ی Π کشور (بردار Y) را تابعی از تمام زیر مجموعه های ممکن از k متغیر توضیحی و با فرض منطقی استقلال خطی کامل ماتریس متغیرهای توضیحی یا $rank(Z) = k$ برآورد می کنند. پس:

$$Y = \alpha i_n + Z\beta + \sigma \varepsilon \quad (۶)$$

σ یک عدد حقیقی و عامل مقیاس، ε دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس های ثابت σ^2 و صفر بودن ضریب هر متغیر به مفهوم عدم حضور آن در معادله است. چون اینان از روش بیزی استفاده کنند و باید برای تمام عوامل، توزیع پیشین در

1-Markoff Chain Monte Carlo Method (MCMC)

نظر بگیرند. توزیع ها بر اساس شبیه سازی های مکرر، برای کم تأثیری احتمال های پیشین در نتایج تعیین شدند.^۲

$$P(\beta_m | \alpha, Z_m, \sigma) = \Phi^k \{0, \sigma^2 (g Z_m' Z_m)^{-1}\} \quad (7)$$

$\Phi^k(\dots)$ تابع چگالی احتمال نرمال k بعدی است. به نظر اینان، اگر g (مقدار اولیه ی ضریب) به صورت $g = \frac{1}{\max(n, k^2)}$ تعریف شود، نتیجه ی موجهی به دست می آید. برای متغیرهایی که در مدل حضور ندارند $g = 0$. توجیه توزیع یکسان σ در تمام مدل ها، مشروط بودن مدل ها به در بر داشتن تمام متغیرها است. این گونه مشخص نمایی پیشین، دارای پیامدهای مناسب محاسباتی است؛ زیرا درست نمایی با پیشین فوق دارای جواب های تحلیلی است و نتایج حاصل از پسین نیز، از نظر پیش بینی نتایج رضات بخشی دارد. با مشخص کردن پیشین عوامل، باید احتمال پیشین مناسبی برای هر مدل (P_m) در فضای مدل ها تعیین شود. با توجه به تعداد مدل ها (2^k) و فرض احتمال پیشین یکسان برای همه ی آن ها ($P_m = 2^{-k}$)، تمام متغیرهای توضیحی، دارای احتمال پیشین برابر $\frac{1}{k}$ خواهند بود که مستقل از حضور یا عدم حضور بقیه ی متغیرها است. این رویکرد، رویکردی معمول در انتخاب پیشین است؛ هرگاه اطلاعات مناسبی در دسترس نباشد. برای تعیین g به میانگین توجه می شود؛ پس:

$$g(\beta | Y) = \sum_{m=1}^{2^k} P(m | Y) g(\beta | Y, m) \quad (8)$$

$$P(m | Y) = \frac{\ell_m P_m}{\sum_{i=1}^{2^k} \ell_i P_i} \quad (9) \quad \text{که در آن}$$

(۱۰)

$$\ell_m = \iiint P(Y | \beta_j, \alpha, \sigma, m) P(\alpha, \sigma) P(\beta_j | \alpha, \sigma, m) d\alpha d\beta d\sigma$$

اینان نشان دادند که انتگرال فوق، دارای جواب تحلیلی است. برای ساده سازی، متغیرها به صورت انحراف از میانگین، $\bar{Y} = i_n Y / n$ ، $R_m = I_n - X_m (X_m' X_m)^{-1} X_m'$ ، I_n ماتریس یکه n بعدی و i_n بردار ستونی n عضوی است؛ پس:

$$\ell_m \propto \left(\frac{g}{1+g} \right)^{k_m/2} \left(\frac{1}{1+g} Y' R_m Y + \frac{g}{1+g} (Y - \bar{y} i_n)' (Y - \bar{y} i_n) \right)^{-\frac{(n-1)}{2}} \quad (11)$$

معادله ی فوق، نیازمند حجم عظیمی از محاسبات است. فرناندز و همکاران، توزیع پسین را با MC^3 تقریب می کنند و از بین تمام متغیرهای مد نظر، ۲۱ متغیر را معنی دار می یابند.

سلایی مارتین و همکاران (۲۰۰۴) از رویکرد بیزی میانگین گیری مدل ها یا میانگین گیری بیزی برآوردهای کلاسیک^۱ استفاده می کنند. نام گذاری بدین سبب است که میانگین گیری مدل ها (یک مفهوم بیزی) را با برآوردهای حاصل از پیشین مبهم برای پارامترها (این فرض به نتایج یکسانی با اقتصادسنجی کلاسیک منجر می شود) ترکیب می کند و نیز $E(\beta|m, Y) = E(\hat{\beta})$. اینان نشان می دهند که این روش، از حالت حدی تحلیل بیزی به دست می آید؛ زمانی که اطلاعات پیشین از طرف داده ها مغلوب شود. به طور معمول تعیین دقیق احتمال پیشین غیرممکن است؛ اگر تعداد رگرسیون ها بسیار زیاد باشد. درمان متداول در کاربردهای نظریه ی بیزی وقتی محقق بی علاقه یا ناتوان از تعیین باور پیشین باشد، استفاده از پیشین مغلوب است. اگر فضای عامل محدود باشد، پیشین مغلوب، توزیع یک نواخت دارد و اگر نامحدود باشد، باید از توزیع پیشین وقتی هموار می شود حد گرفت.

میانگین گیری بیزی برآوردهای کلاسیک، چند مزیت مهم نسبت به دیگر روش های میانگین گیری دارد که عبارتند از: (۱) برخلاف تحلیل استاندارد بیزی که لازم است توزیع پیشین همه ی عوامل معلوم باشد؛ در این روش تنها باید یک فراعامل تعیین شود و این فراعامل، اندازه ی انتظاری مدل است که به سادگی قابل تعیین و تفسیر و نیرومندی نتایج نسبت به این فراعامل هم قابل ارزیابی است. (۲) تفسیر برآوردها حتی برای کسانی که در اقتصادسنجی بیزی تخصصی ندارند، نیز آسان است؛ وزن های مورد استفاده در میانگین گیری متناسب با لگاریتم درست نمایی (پس از تصحیح نسبت به درجه ی آزادی) است. (۳) این روش تنها با تکرار OLS معمولی قابل اجراست. (۴) برخلاف دو کار قبلی، هیچ متغیر مشترکی تعریف نشده است. (۵) عامل مورد نظر، توزیع عامل را مشخص می کند. در مقایسه باروش های قبلی که اطلاعاتی درباره ی توزیع عامل ها دربر نداشت. احتمال پسین به ازای β مشترک در همه ی مدل ها عبارت است از:

1-Bayesian Averaging of Classical Estimation (BACE)

(۱۲)

$$g(\beta|Y) = \sum_{m=1}^k P(m|Y)g(\beta|Y, m)$$

نکته ی متمایزکننده ی این روش، نوع نگرش آن نسبت به چگونگی تعیین دو جمله ی $P(m|Y)$ و $g(\beta|Y, m)$ است. توجه نمایید که اگر فضای عامل برای مثال به دو ناحیه ی $(m=1, 2)$ افزاز شود، هر ناحیه، مبنی فرض های مشخصی درباره ی عوامل $(\beta_1 = 0, \beta_2 \neq 0)$ در مقابل $(\beta_1 \neq 0, \beta_2 = 0)$ است که هر کدام نیز احتمال پیشین مشخص شده‌ای از سوی محقق $P(m)$ دارد. با استفاده از اطلاعات پیشین مغلوب، $P(m|Y)$ به شکل:

$$P(m|Y) = \frac{P(m)T^{-\frac{k_m}{2}} SSE_m^{-\frac{T}{2}}}{\sum_{i=1}^{2^k} P(i)T^{-\frac{k_i}{2}} SSE_i^{-\frac{T}{2}}} \quad (۱۳)$$

و $g(\beta|Y, m)$ با استفاده از اطلاعات پیشین مبهم، توزیع ضریب متغیر مورد نظر به دست می‌آید. در اقتصادسنجی بیزی، عوامل، در واقع متغیرهای تصادفی هستند. بنابراین مقدار انتظاری آن، همان نتیجه ی حاصل از برآوردهای کلاسیک است؛ پس:

(۱۴)

$$E(\beta|Y) = \sum_{m=1}^{2^k} P(m|Y)\hat{\beta}_m$$

(۱۵)

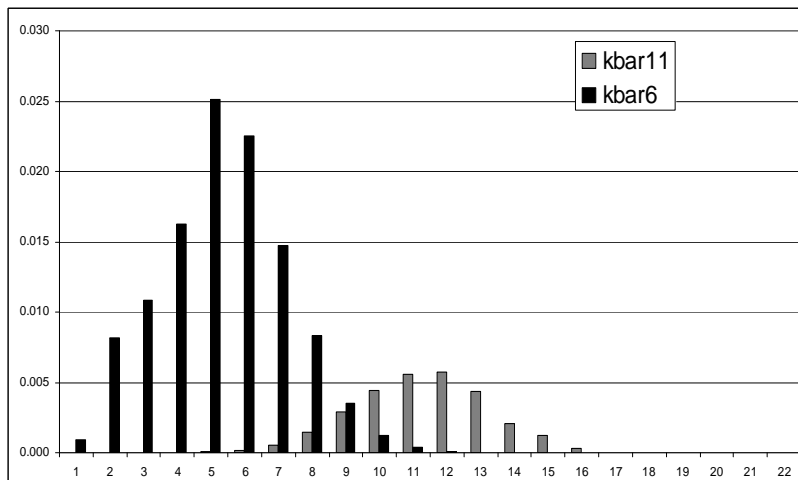
$$\sigma^2(\beta|Y) = \sum_{m=1}^{2^k} P(m|Y)\sigma^2(\beta|Y, m) + \sum_{m=1}^{2^k} P(m|Y)(\hat{\beta}_m - E(\hat{\beta}_m|Y))^2$$

برای تعیین $P(m)$ ، یعنی احتمال پیشین درستی مدل m ، رویکرد معمول در آمار، انتساب احتمال یکسان به تمام مدل ها $(\frac{1}{2^k})$ است که در نبود هیچ اطلاعی، کاملاً منطقی است؛ اما در رگرسیون های خطی با تعداد زیادی متغیر تصادفی، این مسأله مشکل ساز می شود و تفسیر مناسبی به همراه نخواهد داشت. به عبارتی این گونه مشخص‌نمایی، دلالت بر لزوم بزرگ بودن اندازه ی انتظاری $(\frac{k}{2})$ مدل دارد. اما سلاهی مارتین و همکاران برعکس عمل می‌کنند؛ یعنی ابتدا اندازه ی انتظاری مدل و بعد، احتمال پیشین هر مدل را تعیین می‌کنند، سپس توزیع، میانگین و واریانس پسین را برای ضریب متغیرها به دست آوردند و از بین ۶۲ متغیر مورد بررسی، ۱۸ متغیر را نیرومند، ۴ متغیر را به شکل حاشیه‌ای با اهمیّت و بقیه را شکننده ارزیابی کردند.

۳- تعیین مشخص کننده های رشد اقتصادی ایران

در بالا مسأله ی نااطمینانی در مدل بیان، فرایندی که طی آن محققین به ضرورت استفاده از روش بیزی پی بردند مطرح و فواید و مزایای استفاده از این روش اشاره شد. روش مقاله ی حاضر نیز میانگین گیری بیزی برآوردهای کلاسیک است. به پیروی از سلاهی مارتین و همکاران (۲۰۰۴) احتمال پیشین ورود متغیر بر اساس اندازه ی انتظاری مدل (\bar{k}) برابر با $\frac{\bar{k}}{k}$ تعیین شد. با این فرض بیش تر چگالی های احتمال پیشین مرتبط با مدل ها در همسایگی مقدار انتظاری آن قرار می گیرند. این نکته را در نمودار شماره ی یک به خوبی می توان دید. پس به جای اختصاص احتمال های پیشین یکسان به تمام مدل ها، به ورود متغیرها در مدل، احتمال پیشین یکسان داده و این امر، به احتمال های پیشین متفاوت برای مدل هایی با اندازه های مختلف منجر می شود. در این مقاله، اندازه ی انتظاری به کار گرفته شده در وهله ی اول ۶ و در وهله ی دوم ۱۱ است.

نمودار شماره ی یک - توزیع احتمال مدل ها بر حسب اندازه ی انتظاری



۳-۱- مشکلات محاسباتی و چگونگی به کارگیری عملی روش BACE

در این مقاله، ابتدا ۱۸ متغیری که در تحقیقات بر رشد اقتصادی ایران مؤثر ارزیابی شده اند و در واقع 2^{18} مدل در نظر گرفته شده است، که باید تمام آن ها را برآورد کرد. حجم بالای عملیات محاسباتی هزینه‌بر، زمان‌بر و در مواقعی غیرممکن است و با افزودن تنها یک متغیر به این مجموعه، حجم محاسبات دو برابر و زمان لازم نیز به حداقل دو برابر قبل افزایش می‌یابد؛ پس ضرورت استفاده از روش های کاهنده ی حجم محاسبات، کاملاً روشن می‌شود.

در این مقاله نیز هم چون سلایی مارتین و همکاران، از شبیه‌سازی پسین به لحاظ غنای عملی و نیز کاربردی آن استفاده می‌شود. این روش، روشی متداول در میانگین‌گیری بیزی و با سرعت همگرایی بالا است. استفاده از روش شبیه‌سازی سلایی مارتین در رویکرد BACE، به دلیل فرضی است که پایه ی این روش محسوب می‌شود و در حقیقت عدم استفاده از این روش در کاربردهای مشابه، به دلیل عدم برقراری فرض پذیرفته شده در مقاله ی سلایی مارتین و همکاران (پیشین‌های مبهم) است. هر مدل، براساس حضور یا عدم حضور متغیرهای مستقل آن از دیگر مدل ها متمایز می‌شود. به عبارتی می‌توان هر مدل را یک بردار k عنصری از صفر و یک ها در نظر گرفت (صفر، نشانه ی نبود متغیر در مدل و یک، نشانه ی حضور متغیر در مدل). با فرض \bar{k}/k به عنوان احتمال پیشین ورود متغیرها در مدل، احتمال پیشین مدل m (یا

$P(m)$) عبارتست از:

(۱۶)

$$P(m) = \left[\prod_{i=1}^k X_{mi} \frac{\bar{k}}{k} \right] \left[\prod_{i=1}^k (1 - X_{mi}) \frac{\bar{k}}{k} \right] = \left(\frac{\bar{k}}{k} \right)^{k_m} \left(1 - \frac{\bar{k}}{k} \right)^{k-k_m}$$

که در آن، k_m تعداد متغیرهای موجود در مدل m و X_{mi} عنصر i ام از بردار متغیرهای توضیحی مدل m است. در حالی که تساوی دوم در معادله ی فوق، تنها زمانی که احتمال‌های ورود پیشین برابرند، برقرار است، تساوی اول در تمام موارد مصداق دارد. اگر تعداد رگرسیون های ممکن، به اندازه‌ای اندک باشد که بتوان تمام آن ها را به سرعت برآورد کرد، رابطه ی فوق ساده می‌شود و با جای گذاری آن در معادلات

مربوط، می توان احتمال ها، میانگین و واریانس پسین را به دست آورد؛ اما اگر تعداد رگرسیون ها به حدی زیاد باشد که نتوان تمام آن ها را بدین روش برآورد کرد، از فضای کلیه ی مدل های ممکن، نمونه گیری می شود و بدیل نمونه ای مقادیر مورد علاقه محاسبه می گردد. در چنین حالتی لازم است که با افزایش حجم نمونه به بی نهایت، تمام مقادیر مورد علاقه، به حد خود یعنی مقادیر واقعی خود بگرایند (ویژگی سازگاری برقرار شود). اگر احتمال حضور مدل m در نمونه، $P_S(m)$ نامیده شود (که متناسب با تعداد دفعاتی است که یک رگرسیون انتخاب می شود) آن گاه وزن (یا ضریب اهمیت) متناسب به هر رگرسیون، باید برابر معکوس این احتمال باشد، به این دلیل که وقتی تعداد رگرسیون های نمونه گیری شده به بی نهایت میل می کند؛ نسبت تعداد دفعات مشاهده ی یک رگرسیون به کلیه ی مشاهدات برابر با احتمال بروز آن یا $P(m)$ است. با توضیحات فوق، بدیل نمونه ای احتمال پسین مدل، عبارت خواهد بود از T تعداد کل مدل های نمونه است):

$$P(m|Y) = \frac{\frac{P(m)}{P_S(m)} T^{-\frac{k_m}{2}} SSE^{-\frac{T}{2}}}{\sum_i \frac{P(i)}{P_S(i)} T^{-\frac{k_i}{2}} SSE^{-\frac{T}{2}}} \quad (17)$$

دلیل استفاده از (۱۷)، خنثی کردن اثر انتخاب چندباره ی برخی از رگرسیون ها در فرایند نمونه گیری است. معادله ی فوق در حالتی که احتمال انتخاب شدن با احتمال پیشین برابر باشد، به شکل ساده ای در می آید و حتی نیاز به محاسبه ی احتمال های پیشین نیز برطرف می شود. سلاهی مارتین و همکاران، بعد از معرفی این استراتژی و برای همگرایی سریع تر، از فرایند چند مرحله ای استفاده می کنند، یعنی با استفاده از نمونه ی اولیه، برآوردهای ابتدایی از احتمال پسین متغیرها را به دست می آورند و به عنوان احتمال پیشین حضور متغیرها در مدل قرار می دهند و با انتخاب نمونه ای از فضای مدل ها با احتمال های پیشین جدید، سرعت همگرایی را به حد قابل قبولی می رسانند.

۳-۲ - معرفی متغیرها و برآورد

برای بررسی حساسیت متغیرها، نسبت به حضور یا عدم حضور دیگر متغیرها و به پیروی از سلاهی مارتین و همکاران، از متغیرهای به کارگرفته شده در تحقیقات انجام شده در ایران استفاده شد.^۳ داده ها، سالانه و دوره ی مورد مطالعه، سال های ۱۳۴۳ تا

۱۳۸۲ است. معیار انتخاب متغیرها و دوره ی بررسی، متوازن بودن داده‌ها در طول دوره است.

چون الگوریتم مورد نیاز برای انجام برآوردها، در بسته‌های نرم‌افزاری موجود یافت نمی‌شد، از مزیت S-plus برای کدنویسی برنامه ی مورد نیاز استفاده و هم چون سلاپی مارتین و همکاران، از فضای مدل نمونه‌گیری و در یک فرایند دو مرحله‌ای برای نیل سریع تر به همگرایی برآوردها انجام شد. بدین ترتیب، مرحله ی اول از نمونه ی ۲۰۰۰ تایی آغاز شد و تا نمونه ی ۱۶۰۰۰ تایی و با افزودن مشاهدات جدید به مشاهدات قبلی ادامه یافت. مرحله ی دوم از نمونه ۱۶۰۰۰ تایی آغاز شد و با نمونه‌ای شامل ۴۸۰۰۰ رگرسیون پایان یافت (جدول شماره ی یک). همگرایی برآوردها، بر مبنای عدم تغییر ضریبها و انحراف معیارهای آن‌ها علی رغم افزایش حجم نمونه است. نگاهی به این جدول مشخص می کند که با افزایش حجم نمونه (نمّو آن به بی نهایت) نه تنها برآوردها بلکه احتمال پسین آن‌ها نیز به‌شدت تغییر کرده است. این تغییر، اغلب به صورت کاهش شدید (کمتر از نصف) احتمال پسین نمایان شده (برای مثال مخارج دولتی، یارانه‌ها، باروری، واردات، سرمایه‌گذاری در نفت و گاز و شوک نفتی) و در چند مورد (مانند مالیات و سرمایه‌گذاری خصوصی) افزایش یافته است. به علاوه، با توجه به احتمال پیشین یکسان $\frac{\bar{k}}{k} = \frac{6}{18} = 0/333$ برای همه ی متغیرها، معلوم می‌شود که تنها ۳ متغیر درآمد نفتی، تحصیلات پیش از دانشگاه و سرمایه‌گذاری خصوصی، موقعیت خود را حفظ کرده‌اند، یعنی احتمال پسین آن‌ها در آخرین نمونه (از مرحله ی دوم) بیش تر از احتمال پیشین باقی می‌ماند؛ یعنی مشاهده ی داده‌ها، بر اهمیت متغیر مربوط افزوده است. متغیر واردات هم، اگرچه احتمال پسین کمتری نسبت به پیشین دارد، یعنی مشاهده ی داده‌ها از اهمیت متغیر مربوط کاسته است با این همه، این تنزل چندان زیاد نیست (از ۰/۳۳۳ به ۰/۳۰۴)، اما داده‌های موجود در نمونه‌ها از اهمیت دیگر متغیرها به شدت کاسته است و در واقع مبین آن است که حضور آن‌ها در تابع رشد اقتصادی کشور، از اهمیت چندان بر خوردار نیست.

جدول شماره ی یک- برآورد ضریب ها و احتمال های پسین متغیرها

مرحله ی دوم		مرحله ی اول				متغیر		
نمونه ی آخر		نمونه ی اول		نمونه ی آخر				
احتمال پسین	ضریب	احتمال پسین	ضریب	احتمال پسین	ضریب			
0/133	-0/00018	0/129	-0/00018	0/236	-0/00037	0/141	-0.00021	تورم
0/077	0/00209	0/080	0/00258	0/208	0/00603	0/206	0/00546	جنگ
0/099	-0/00478	0/098	-0/00544	0/210	-0/01172	0/094	-0/00555	انقلاب
0/213	-0/01322	0/220	-0/01556	0/307	-0/02002	0/491	-0/03651	شوک نفتی
0/024	-0/00142	0/024	-0/00188	0/119	-0/00122	0/053	0/00208	سرمایه گذاری دولت
0/028	0/00131	0/031	0/00164	0/128	0/02290	0/068	0/01427	مخارج مصرفی دولت
1/000	0/66786	1/000	0/66762	0/999	0/66442	0/999	0/64039	درآمدهای نفتی
0/148	-0/13440	0/152	-0/11711	0/213	-0/17365	0/068	-0/05450	مالیات
0/026	-0/22027	0/028	-0/29700	0/111	-0/88385	0/057	-0/45250	یارانه های مصرفی
0/027	-0/16091	0/027	-0/12173	0/123	0/04092	0/083	-0/17470	یارانه های دولتی
0/018	-0/00004	0/017	-0/00002	0/091	-0/00026	0/036	-0/00005	صادرات
0/039	0/01690	0/039	0/01524	0/144	0/00506	0/114	-0/01191	باروری
0/612	0/18918	0/611	0/18784	0/426	0/14061	0/239	0/07664	سرمایه گذاری خصوصی
0/020	0/00319	0/021	0/00375	0/091	0/03117	0/098	0/00179	سرمایه گذاری در نفت و گاز
0/304	0/02145	0/306	0/02181	0/367	0/02885	0/640	0/05577	واردات
0/022	0/00581	0/021	0/00425	0/114	-0/01816	0/059	-0/03135	نیروی کار
0/998	0/34242	0/998	0/34253	0/925	0/33928	0/933	0/32051	تحصیلات پیش از دانشگاه
0/021	0/00053	0/020	0/00045	0/088	0/00230	0/068	0/00220	تحصیلات دانشگاهی

جدول شماره ی دو نتایج را برای ۱۸ متغیر مورد نظر نشان می دهد؛ ستون اول، احتمال پسین ورود متغیر در رگرسیون رشد است. متغیرها به ترتیب نزولی احتمال پسین ورود متغیر آورده شده اند. احتمال پسین ورودی متغیر، عبارت از مجموع احتمال های پسین کلیه ی متغیرهایی است که متغیر مورد نظر را شامل می شوند؛ بنابراین به نوعی احتمال ورود پسین متغیر، معیاری از میانگین وزنی خوبی برازش مدل های شامل

این متغیر در قیاس با مدل های فاقد این متغیر است. این معیار برای مدل هایی که متغیرهای زیادتری را در بر می گیرند، نوعی جریمه قرار داده است؛ بنابراین متغیرهایی که دارای احتمال پسین ورود بالایی هستند نقش زیادی در نیکویی برازش مدل دارند. می توان متغیرها را برحسب احتمال پسین ورود آن ها مرتب کرد. به طور معمول، مشاهده ی داده ها باعث تغییر (افزایش یا کاهش) احتمال پسین ورود متغیرها (در مقایسه با احتمال پیشین ورود) می شود. در حالی که احتمال پیشین ورود همه ی متغیرها ۰/۳۳۳ بود؛ احتمال پسین ۳ متغیر درآمدهای نفتی، تحصیلات پیش از دانشگاه و سرمایه گذاری و به عبارتی، گمانه ی ورود آن ها به رگرسیون با مشاهده ی داده ها، افزایش یافته است؛ پس این ۳ متغیر، نیرومند یا غیرشکندنده هستند؛ اما حمایت داده ها از بقیه ی متغیرها چندان زیاد نیست و یا اصلاً حمایتی از آن ها نمی شود. ستون های دوم و سوم این جدول، میانگین و انحراف معیار متغیرها را نشان می دهند که نحوه ی محاسبه آن ها در قبل بیان شد. در ستون آخر، نسبتی از کل رگرسیون ها که ضریب مورد نظر در سطح ۹۵ درصد معنی دار (براساس اقتصادسنجی کلاسیک) است، ارائه می شود.

جدول شماره ی دو- متغیرها به ترتیب ضریب و نسبتی از رگرسیون های دارای

آماره ی t بزرگ تر از ۲

متغیر	احتمال پسین	میانگین پسین	انحراف معیار پسین	نسبتی از رگرسیون ها با $ t > 2$
درآمدهای نفتی	1/000	0/66786	0/124598	0/8484
تحصیلات پیش از دانشگاه	0/998	0/34242	0/095681	0/7735
سرمایه گذاری خصوصی	0/612	0/18918	0/187786	0/2103
واردات	0/304	0/02145	0/040177	0/1273
شوک نفتی	0/213	-0/01322	0/031499	0/0327
مالیات	0/148	-0/13440	0/391819	0/0083
تورم	0/133	-0/00018	0/000586	0/0180
مجازی انقلاب	0/099	-0/00478	0/018986	0/0335
مجازی جنگ	0/077	0/00209	0/009695	0/0030
باروری	0/039	0/01690	0/171000	0/0305
مخارج مصرفی	0/028	0/00131	0/041574	0/0051

				دولت
0/0158	3/603787	-0/16091	0/027	یارانه های دولتی
0/0000	2/289315	-0/22027	0/026	یارانه های مصرفی
0/0008	0/042461	-0/00142	0/024	سرمایه گذاری دولتی
0/0201	0/239932	0/00581	0/022	نیروی کار
0/0004	0/009008	0/00053	0/021	تحصیلات دانشگاهی
0/0011	0/172790	0/00319	0/020	سرمایه گذاری در نفت و گاز
0/0000	0/003174	-0/00004	0/018	صادرات

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول شماره ی دو، می توان گفت که مهم ترین عامل مؤثر در رشد اقتصادی کشور، متغیر درآمد نفتی است (سطر اول جدول) و حکایت از وابستگی شدید اقتصاد کشورمان به درآمدهای ارزی نفتی دارد؛ به طوری که ۰/۰۱ افزایش در درآمدهای نفتی به طور متوسط ۰/۰۰۶۶ رشد اقتصادی را افزایش می دهد. نقش میانگین سال های تحصیل قبل از دانشگاه، همان طور که انتظار می رفت به عنوان عامل مهم و مؤثر بر رشد اقتصادی کشور تأیید شد. علامت مثبت ضریب آن، بیان کننده ی اهمیت فراوان سرمایه ی انسانی به عنوان دومین عامل مهم در رشد اقتصادی ایران است؛ به طوری که هر ۰/۰۱ افزایش در میانگین سال های تحصیل، به طور متوسط ۰/۰۰۳۴۲ افزایش در رشد اقتصادی را به دنبال خواهد داشت. این تأثیرگذاری فراوان تحصیلات عمومی (غیر دانشگاهی) و بی معنی شدن اثر تحصیلات دانشگاهی را می توان ناشی از ماهیت فعالیت های اقتصادی کشور و نوع مهارت مورد نیاز آن ها تلقی نمود. از طرف دیگر، تأیید نشدن اثر تحصیلات دانشگاهی بر رشد را می توان ناشی از علل دیگری نیز دانست؛ برای مثال ناکافی یا نامناسب بودن این تحصیلات در مقایسه با نیازهای کشور، اشتغال دانش آموختگان دانشگاهی در مشاغل متفاوت با تحصیلات آنان که هر دو مانع از بروز کارآمدی دانش افراد در تولید و رشد آن می شوند. اما این عدم تأیید را نباید لزوماً به مفهوم بی تأثیری تحصیلات دانشگاهی بر رشد اقتصادی دانست. در این زمینه به نکات دیگری هم می توان اشاره کرد که از حوصله ی این مقاله خارج است.

سومین متغیر، سرمایه گذاری خصوصی است که طبق انتظار، با ضریب مثبت در معادله ظاهر شده است و هر ۰/۰۱ افزایش در سرمایه گذاری خصوصی، ۰/۰۰۲ رشد

اقتصادی ایجاد می‌کند. بنابراین همان طوری که انتظار می‌رفت، اهمیت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را در رشد نباید و نمی‌توان نادیده گرفت؛ حتی وقتی دولت نیز به طور هم‌زمان با اختصاص بخش قابل توجهی از بودجه‌ی خود به هزینه‌های عمرانی، حداقل برای ایجاد زیرساخت‌ها و زمینه‌سازی‌های لازم و در واقع بهره‌برداری سهل‌تر و یا کم‌هزینه‌تر سرمایه‌های خصوصی در اقتصاد حضور دارد؛ اگر خود به طور مستقیم به سرمایه‌گذاری تولیدی مبادرت نکند، که در گذشته‌ی نه چندان دور چنین نیز می‌کرده است. اما ملاحظه می‌شود که تفاوت درخور تأملی بین عامل دوم (تحصیلات پیش از دانشگاه) با عامل سوم (سرمایه‌گذاری خصوصی) هم از نظر احتمال پسین و هم به سبب فراوانی نسبی برآوردکننده‌های معنی‌دار وجود دارد. این نکته را شاید بتوان این چنین نیز بیان کرد که وجود ۳ متغیر، توضیحی پیش گفته در تابع رشد اقتصادی ایران ضروری است.

واردات کالاها و خدمات، متغیری است که مشاهده‌ی اطلاعات، به کاهش احتمال پسین ورود آن انجامیده است (از ۰/۶۴ در نمونه‌ی اول به ۰/۳ در نمونه‌ی آخر از مرحله‌ی دوم). هم چنین فراوانی نسبی برآوردکننده‌های معنی‌دار آن هم اندک (۰/۱۳) و آماره‌ی t متداول در اقتصادسنجی سنتی (نسبت برآورد که در این جا میانگین پسین آن است به انحراف معیار مربوط) کوچک تر از مقدار بحرانی با ضریب اطمینان ۹۰ یا ۹۵ درصد و در واقع مثبت بی‌معنی بودن ضریب این متغیر (بی‌تأثیری متغیر واردات بر رشد) است؛ ولی به سبب تغییر در احتمال، نمی‌توان از آن صرف نظر کرد. هر ۰/۰۱ افزایش در واردات (نسبت به تولید ناخالص داخلی) ۰/۰۰۰۲ رشد اقتصادی را تحریک می‌کند.

بقیه‌ی متغیرها با کاهش شدید احتمال درستی حضور خود در مدل رشد برای مثال از ۰/۳۳۳ به ۰/۰۲ برای اشتغال سرمایه‌گذاری در نفت و گاز و مخارج عمرانی دولت مواجه شدند؛ یعنی داده‌های مشاهده شده در نمونه از حضور این متغیرها در مدل اصلاً حمایتی نمی‌کند. بی‌معنی شدن متغیرهای مجازی جنگ، انقلاب و شوک نفتی به دلیل حضور تولید ناخالص داخلی، درآمدهای نفتی و سرمایه‌گذاری با شکست مشابه و بی‌معنی شدن متغیرهای سیاستی را می‌توان ناشی از ناکارایی و بی‌تأثیری این سیاست‌ها بر رشد دانست.

۴- نتیجه گیری و پیشنهادها

رشد اقتصادی و عوامل مؤثر بر آن، به طور معمول ذهن بسیاری از اقتصاددانان و سیاست گذاران را به خود مشغول می کند. در این مقاله، عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی کشور با تأکید بر مسأله ی ناطمینانی نسبت به مدل تحقیق بررسی و سعی شد که تأثیرگذاری عوامل مؤثر شناخته شده در تحقیقات گذشته، در کنار یک دیگر مورد ارزیابی قرار گیرد. نکته ی مهم دیگر وجود ناطمینانی نسبت به عوامل مؤثر بر رشد بود که موضوع را بغرنج می کند. مسأله ی ناطمینانی، از این جهت مهم است که سیاست گذاری بر اساس یک مدل خاص و متکی به نظر محقق صورت می گیرد و این می تواند بسیار مخاطره آمیز باشد؛ زیرا در نظر گرفتن تنها یک مدل خاص و نادیده گرفتن متغیرهای مهم دیگر، به نوعی خطای مشخص‌نمایی و مخدوش شدن یا بی‌اعتباری برآورد ضرایب می انجامد. بنابراین برای کاستن از هزینه ی سیاست گذاری اقتصادی که در مواردی بسیار هم زیاد و درخور تأمل است و برای جلوگیری از بروز اشتباهات فاحش ناشی از اتکا بر یک مدل خاص، بهتر است به همه ی متغیرهای ممکن توجه شود. در این مقاله با استفاده از روش میانگین‌گیری بیزی، تمام متغیرها و مدل های مختلف و با وزن دادن به مدل ها (بر اساس داده‌ها) تلاش شد تا ناطمینانی در مدل های رشد مورد توجه قرار گیرد. ابتدا به همه ی متغیرها احتمال ورود به مدل یکسان $0/333$ منسوب شد و سپس با نمونه‌های ۲۰۰۰ تا ۴۸۰۰۰ مشاهده‌ای و در قالب یک فرآیند ۲ مرحله‌ای برای افزایش سرعت همگرایی، احتمال پسین آن ها (و فراوانی نسبی رگرسیون های دارای ضریب معنی‌دار) محاسبه شد؛ لذا از میان ۱۸ متغیر توضیحی (مؤثر شناخته شده در پژوهش های تجربی رشد ایران) تنها ۳ متغیر درآمد نفتی، تحصیلات قبل از دانشگاه و سرمایه‌گذاری خصوصی نیرومندان البته واردات را نیز با اغماض می توان ذکر کرد؛ یعنی احتمال پسین حضور آن ها در مدل (پس از مشاهده ی داده‌ها) از احتمال پیشین بیش تر می شود و به طور بدیهی نباید این ها را در توابع رشد اقتصادی ایران نادیده گرفت. با توجه به مطالب گفته شده پیشنهادهای سیاستی زیر ارائه می شود:

۱- با توجه به درآمد نفتی (ارزی) به عنوان مهم ترین عامل تعیین کننده ی رشد اقتصادی کشور و نیز ماهیت برون زا و نوسانی این درآمدها (آسیب پذیری کشور)، کاهش این وابستگی توصیه می شود تا رشد اقتصادی با ثبات تری نتیجه شود.

۲- اثر مثبت و مورد انتظار تحصیلات قبل از دانشگاه بر رشد اقتصادی و بی معنی شدن اثر تحصیلات دانشگاهی را شاید بتوان ناشی از سازگاری نه چندان زیاد تحصیلات دانشگاهی با نیازهای جامعه و نیز استخدام افراد با تخصص های بی ربط در مشاغل گوناگون (و نه لزوماً به علت بی تأثیری تحصیلات دانشگاهی) دانست؛ لذا تربیت افراد با تخصص های مورد نیاز و به کارگیری بهینه ی افراد متخصص در مشاغل مرتبط توصیه می شود.

۳- با توجه به اهمیت سرمایه گذاری خصوصی در رشد اقتصادی، توصیه می شود دولت با ابزارهای مناسب، موجب افزایش سهم این نوع سرمایه گذاری ها شود.

۴- چون احتمال پسین ورود واردات نسبت به احتمال پیشین آن بسیار کم کاهش می یابد؛ از این رو علی رغم بی معنی شدن ضریب آن، می توان نتیجه گرفت که نباید به عوارض ناشی از تغییر در میزان واردات بی توجه یا کم توجه بود؛ هر چند که شاید نتوان از آن به عنوان یک ابزار سیاستی مناسب استفاده کرد.

یادداشت ها:

۱- این خطر را در چارچوب نظریه ی تصمیم، به آسانی می توان درک کرد که در آن هزینه ی ریسک انتخاب یک الگو و در نتیجه یک پیشنهاد سیاستی معین، همراه با هزینه ی نادیده گرفتن دیگر مدل ها و پیشنهادها تعیین می شود.

۲- روش میانگین گیری بیزی، حساسیت شدیدی به احتمال پیشین عوامل دارد؛ ولی نسبت به پیشین های مرتبط با فضای مدل حساسیتی ندارد.

۳- برای اطلاع بیش تر به صادقی (۱۳۷۰)، زرغامی (۱۳۷۰)، ارشدی (۱۳۷۷)، حافظی (۱۳۷۷)، قدیری (۱۳۷۹)، یوسفی دیندارلو (۱۳۸۲) و زمان زاده (۱۳۸۵) مراجعه شود.

۴- منابع و مأخذ

- Arshadi, Ali (1377) *The effects of Investment on Economic Growth, Master's thesis*, Shahid Beheshti University (In Persian).
- Barro, J. Robert and Xavier Sala-i-Martin (2003) *Economic Growth*, 2nd ed., MIT press.
- Burger, Ronelle and Stan du Plessis (2006) *Examining the Robustness of Competing Explanations of Slow Growth in African Countries*, University of Nottingham, CREDIT.
- Fernandez, Carmen(2001) «Eduardo Ley and Mark Steel, Model Uncertainty in Cross-Country Growth Regressions», *Journal of Applied Econometrics*, 16, 563-567.
- Ghadiri, Amirollah (1379) *The Analysis of the Effective Factors of Economic Growth in Iran (Based on Barrow's Model)*, Master's thesis, Shahid Beheshti University (In Persian) .
- Granger, Clive W. J., and Harald F. Uhlig (1990)«Reasonable Extreme-Bounds Analysis», *Journal of Econometrics*, 44, 159-170.
- Hafezi, Mojtaba (1377) *The Effect of Foreign Trade on Economic Growth*, Master's thesis, Shahid Beheshti University (In Persian) .
- Hoover, Kevin D. and Stephen J. Perez (2004) *Truth and Robustness in Cross- country Growth Regressions*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 66, No.5.
- Jones, Garrett and W. Joel Schneider (2006)« Intelligence, Human Capital, and Economic Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach», *Journal of Economic Growth*, 11.1, 71-93.
- Jozy, Abbas (1386) *Determinant of economic growth in Iran employing bayesian averaging*, Master's thesis Shahid Beheshti University (In Persian) .
- Kormendi, Roger, and Philip Meguire (1985)«Macroeconomic Determinants of growth: Cross Country Evidence », *Journal of monetary Economics*, vol, 16, pp. 141-63 .
- Leamer, Edward (1985)«Sensitivity Analysis would help», *American Economic Review*, 75, pp.308-313.

- Leamer, Edward E. (1978) *Specification Searches: Ad Hoc Inference with Non experimental Data*, John Wiley & Sons.
- Leamer, Edward E. (1983) «let's take the con out of econometrics», *American Economic Review*, 73(1), pp. 31-43.
- Levine, Ross and David Renelt (1992) « A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions», *The American Economic Review*, Vol. 82, No. 4, pp. 942-963.
- Masanjala, Winford H. and Chris Papageorgiou (2006) *Initial Conditions, European Colonialism and Africa's Growth*, LSU, Working Paper.
- Masanjala, Winford H. and Chris Papageorgiou (2007) *Initial Conditions and Post- War Growth in sub-Saharan Africa*, University of Malawi, WP.
- Mohammadi, Alireza (1381) *Investigating the Role of Human Capital on Economic Growth*, Master's thesis, Shiraz University (In Persian).
- Nafisi, Shahab (1381) *The Effect of Human Capital on Economic Growth*, Emphasizing on the Role of Labor's educational Distribution, Institute for Management and Planning studies (In Persian).
- Noroozi, Alihasan (1378) *The Effect of Economic Instability on Economic Growth*, Master's thesis, Shahid Beheshti University (In Persian).
- Romer David (1996) *Advanced Macroeconomics*, McGraw Hill.
- Sadeghi, Fazilat (1370) *Investigating the relationship between Economic Growth and Foreign Trade*, Master's thesis, Shahid Beheshti University (In Persian).
- Sala-I-Martin Xavier (1997) « I Just Ran Two Million Regressions» *The American Economic Review*, 87, pp. 178-183.
- Sala-i-Martin, Xavier (1997) *I Just Ran Four Million Regressions*, Universitat Pompeu Fabra Economics WP #201.
- Sala-I-Martin, Xavier, Gernot Doppelhofer, and Ronald I. Miller (2004) « Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach», *American Economic Review*, 94(4): 813-835.

- Tsangarides, Charalambos (2005) *Growth Empirics Under Model Uncertainty: Is Africa Different?* IMF Working Paper No. 18.
- Yousefi dindarloo, Maryam (1382) *Investigating the Effects of Formal Education on Iran's Economic Growth rate*, Master's thesis, Shahid Beheshti University (In Persian) .
- Zamanzadeh, Akbar (1385) *Investigation government expenditure and taxes effect on economic growth of Iran*, Master's thesis, Shahid Beheshti University (In Persian).
- Zarghami, Mostafa (1370) *The Comparison of long-run Economic Growth rates with Foreign Trade and without Foreign trade*, Master's thesis, Shahid Beheshti University (In Persian) .