فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال پنجم/ شماره ۳/ پاییز ۱۳۹۷/ صفحات ۲۶۳-۲۳۹

بررسی مؤثرترین عوامل توضیح‌دهنده رشد اقتصادی در کشورهای سازمان همکاری اسلامی: رهیافت حداکثر راست‌نمایی پانل بیزی[1]

علی بشارت

دانشجوی دکتری اقتصادسنجی دانشگاه تبریز، a.besharat@tabrizu.ac.ir

رضا رنج‌پور*

دانشیار اقتصاد دانشگاه تبریز، reza.ranjpour@gmail.com

سیدکمال صادقی

دانشیار اقتصاد دانشگاه تبریز، sadeghiseyedkamal@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۱/۱۸ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۴/۲۶

چکیده

نواقص الگوهای رشد و شیوه‌های بررسی شواهد تجربی مربوطه، و نیز تعدد منابع و عوامل رشد اقتصادی، منجر به نااطمینانی از صحت تصریح مدل شده و مانع اجماعِ محققان، در مورد عوامل کلیدی تعیین‌کننده رشد اقتصادی شده است. هدف این مقاله تعیین مهم‌ترین عوامل رشد در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی بوده است. بدین منظور، نمونه‌ای از این کشورها در دوره ۲۰۱۵ ° ۱۹۷۵، انتخاب شده و با استفاده از رهیافت حداکثر راست‌نمایی بیزی (BML) در بستر داده‌های تابلویی، از بین عوامل بسیاری که می‌توانند رشد را تحت تأثیر قرار دهند، به‌صورت درون‌زا و از طریق انواع آزمون‌ها در تکرارهای فراوان، عواملی که بیشترین تأثیر را دارند، انتخاب و به‌عنوان قوی‌ترین عوامل، معرفی شده است. طبق نتایج، نرخ پس‌انداز (SR)، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)، سرمایه‌گذاری ملی (ISH)، بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP)، و مخارج تحقیق و توسعه (R&D)، بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی این کشورها داشته‌اند. نتایج می‌تواند برای ساختن الگوهای مناسب جهت تبیین مسایل مربوط به رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی و نیز مدیریت بهتر فرآیند رشد اقتصادی، مورد استفاده قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: حداکثر راست‌نمایی بیزی، رشد اقتصادی، تحقیق و توسعه، بهره‌وری، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی. سازمان همکاری اسلامی.

طبقه‌بندی JEL: C11، C33، E31، O47، O57.

---

[1] مقاله حاضر مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول در دانشگاه تبریز است.

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

برای اغلب جوامع دنیا، یکی از اصلی‌ترین پایه‌ها و مؤلفه‌های توسعه، رشد اقتصادی است (تودارو و اسمیت[1]، ۲۰۰۳؛ نافزیگر[2]، ۲۰۱۲). لذا، رشد اقتصادی به معنای افزایش مستمر درآمد سرانه واقعی، به‌عنوان یکی از پایه‌های توسعه، از مهم‌ترین اهداف جوامع محسوب می‌شود. در دهه‌های اخیر، ضرورت شناخت عوامل شتاب‌دهنده رشداقتصادی، به‌عنوان یکی از شروط لازم برای تحقق توسعه اقتصادی و اجتماعی، اهمیت زیادی پیدا کرده است. رشد اقتصادی به معنای افزایش مستمر درآمد سرانه واقعی، حرکت بلندمدت اقتصاد به‌سوی شرایط بهتر را تسهیل می‌نماید (تودارو[3]، ۱۳۸۳).

برای حل مشکل نااطمینانی ناشی از تعدد منابع رشد و نواقص الگوهای نظری و رهیافت‌های تجربی و ابهام ناشی از آن، لازم است روشی مورد استفاده قرار گیرد که از بین عوامل بسیار زیادی که می‌توانند رشد را تحت تأثیر قرار دهند، به‌صورت درون‌زا و از طریق انواع آزمون‌ها در تکرارهای فراوان، عواملی که بیشترین تأثیر را دارند، انتخاب و به‌عنوان قوی‌ترین عوامل، معرفی نماید. بنا به شواهد تجربی یافته‌های الگوها، جهان‌شمول و قابل کاربرد برای تمام جوامع نبوده و عوامل پیشنهادی این الگوها در بسیاری از جوامع، نمی‌تواند توضیح‌دهنده چگونگی و روند رشد باشد (مورال بنیتو[4]، ۲۰۱۲).

به‌طور مثال، از آن‌جا که ویژگی‌ها و ماهیت ساختاری کشورهای اسلامی به لحاظ اقتصادی و اجتماعی متفاوت از کشورهای غیراسلامی است، مطالعه عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی با نسخه‌های به‌کار گرفته‌شده در مطالعات مربوط به کشورهای صنعتی و یا کشورهایی که ماهیت و ساختارهایی متفاوت از کشورهای اسلامی دارند، معقول و مقدور نخواهد بود. در واقع، اقتصاد و مسایل اجتماعی در این کشورها به‌گونه‌ای است که فرایند رشد و توسعه در آن‌ها، متفاوت از کشورهای غربی و غیراسلامی است و استفاده از مدل‌ها و رهیافت‌های متعارف که عمدتاً در اقتصادهای خاص توسعه یافته‌اند، برای توضیح عوامل رشد در این کشورها، مقدور یا اصولی نیست. لذا هدف این مقاله، تعیین و انتخاب قوی‌ترین و مهم‌ترین عوامل و منابع رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی در

---

[1] Todaro and Smith
[2] Nafziger
[3] Todaro (2004)
[4] Moral Benito

دوره ۲۰۱۵ ° ۱۹۷۵، با استفاده از توانمندی‌های خاص و برتری‌های روش حداکثر درست‌نمایی بیزی[1] (BML) نسبت به روش‌های اقتصادسنجی متعارف، می‌باشد.

لازم به ذکر است که، روش بکار رفته در این مطالعه، قادر است از بین عوامل بسیاری که عامل بالقوه اثرگذار بر رشد تلقی می‌شوند، با کمک نسبت احتمال پسین حضور هر متغیر در مدل بر احتمال پسین عدم حضور آن متغیر در مدل، که به عامل بیزی[2] معروف است، مهمترین عوامل را با عنایت به خصوصیات هر کشور، برگزیده و در مدل نهایی قرار دهد و این متمایز از مطالعات متعارف است که بنا به ماهیت مدل و روش مورد استفاده، محدودیت‌های خاصی را بر مدل تحمیل کرده، بخشی از عوامل را به‌صورت از پیش تعیین‌شده در مدل قرار می‌دهند و به ناچار، اثرات سایر عوامل و اثرات متقابل آن‌ها را نادیده می‌گیرند.

در بخش بعدی، ادبیات تحقیق شامل مبانی نظری و پیشینه تجربی در حوزه رشد اقتصادی آمده است. بخش سوم به روش تحقیق اختصاص یافته و ضمن تشریح رهیافت‌های بیزی، عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی را بررسی کرده است. یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج در بخش چهارم و نتیجه‌گیری در بخش آخر آمده است.

۲- ادبیات تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

وجود اختلاف بین سرعت و میزان پایداری رشد اقتصادی در کشورهای مختلف، توسط نظریه‌پردازان این حوزه، به عوامل مختلفی نسبت داده شده است؛ بهره‌وری کار (اسمیت[3]، ۱۷۷۶)، باز توزیع رانت منابع مرغوب (ریکاردو[4]، ۱۸۱۷)، گسترش بازار (مارشال[5]، ۱۸۹۰)، ابداعات هوشمند (شومپیتر[6]، ۱۹۳۴)، پیشرفت فنی برون‌زا (سولو[7]، ۱۹۵۶)، آموزش‌های ضمن خدمت (آرو[8]، ۱۹۶۲)، نرخ انباشت سرمایه انسانی (لوکاس[9]، ۱۹۸۸)، تجارت

[1] Bayesian Averaging of Maximum Liklihood Estimates
[2] Bayesian Factor
[3] Smith
[4] Ricardo
[5] Marshal
[6] Schumpeter
[7] Solow
[8] Arrow
[9] Lucas

بین‌الملل (هلپمن و گروسمن[۱]، ۱۹۸۹)، تحقیق و توسعه (رومر[۲]، ۱۹۹۰)، زادو ولد انسان (بکر، مورفی و تامورا[۳]، ۱۹۹۰) و ... از جمله نظریه‌هایی هستند که سعی کرده‌اند، اختلاف رشد بین کشورها در ادوار مختلف را تبیین نمایند.

به لحاظ تاریخی، مدل‌ها و نظریه‌های تبیین‌کننده رشد اقتصادی با مطالعات مارشال (۱۸۹۰)، رمزی[۴](۱۹۲۸) و شومپیتر (۱۹۴۲)، آغاز گردیده است (جلال‌آبادی و بهرامی[۵]، ۱۳۸۹). براساس این نظریه‌ها، درصد جمعیت مولد، میزان گسترش بازارها، نرخ پس‌انداز، انباشت سرمایه، اختراع و ابداع، از مهم‌ترین منابع رشد تلقی می‌شوند. شومپیتر (۱۹۴۲)، وجود رقابت بین کارآفرینان برای توسعه یک روش جدید تولیدی یا ارائه یک محصول جدید را به‌عنوان نیروی محرکه درون نظام سرمایه‌داری تلقی کرده که می‌تواند آنان را به کارگزارانی هدفمند تبدیل نموده و منابع آن‌ها را به سمت خلق یک طرح جدید یا ترکیبی از نهاده‌ها برای تولید محصول فعلی با هزینه‌کمتر و یا توسعه یک محصول کاملاً جدید هدایت نماید (روزنبرگ[۶]، ۱۹۸۲؛ آقیون و هویت[۷]، ۱۹۹۲ و ۱۹۹۸).

پس از رمزی (۱۹۲۸) تا سال ۱۹۵۰، هارود[۸] (۱۹۳۹) و دومار[۹] (۱۹۴۶)، تحلیل‌های کینزی را با نظریه‌های رشد ترکیب نمودند. لوکاس (۱۹۹۳)، رومر (۱۹۹۰) و بارو[۱۰] (۱۹۹۱)، نیز الگوهایی را بنا نمودند که قادر به درون‌زا کردن رشد یکنواخت می‌باشد. در این مدل‌ها، نرخ رشد یکنواخت به پارامترهای توابع تولید، مطلوبیت و رفاه اجتماعی ارتباط می‌یابد (تودارو، ۱۳۸۳).

در دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ مدل‌های رشد نئوکلاسیک توسعه یافتند که افزایش سرمایه‌گذاری را بهترین راه رشد تولید، و سرمایه را مهم‌ترین عامل مؤثر بر تفاوت درآمد بین کشورها می‌دانستند. لذا از نظر آن‌ها، هرچه بیشتر و سریع‌تر باید انباشت سرمایه و افزایش موجودی سرمایه مادی پی گرفته شود. دانشمندانی مثل سولو و سوان[۱۱] (۱۹۵۶)

---

[1] Helpman & Grossman
[2] Romer
[3] Becker, Murphy & Tamura
[4] Ramsey
[5] Jalalabadi and Bahrami (2010)
[6] Rosenberg
[7] Aghion & Howitt
[8] Harod
[9] Domar
[10] Barro
[11] Swan

و کاس و کوپمنز[1] (۱۹۶۵)، رشد اقتصادی را نتیجه رشد جمعیت، تغییرات فنی و تغییر در عوامل کار و سرمایه تلقی کرده‌اند.

درواقع، فرض اساسی نظریه‌های رشد پایه که به الگوهای برون‌زا معروفند، این بود که عامل سرمایه همگن است و جریان پیشرفت فنی بدون هزینه از خارج قابل تأمین است. درحالی که فرض مزبور در مطالعات و تحلیل‌های بعدی مورد تردید قرار گرفت. یعنی برخلاف تصور نئوکلاسیک‌ها، در عمل هم‌گرایی اقتصادی تحقق نیافت و صحت فرضیه پایداری واگرایی علیرغم انتقال سرمایه، تقویت شد. پس از شکست نظریه هم‌گرایی، نظریه جدید برای تبیین علل و عوامل اختلاف رشد و درآمد بین کشورها پدید آمد که در آن پیشرفت فنی به‌صورت درون‌زا مدنظر قرار می‌گیرد (شاکری[2]، ۱۳۸۸).

این الگوها، قادر به توضیح واقعیت‌های مربوط به رشد و عوامل آن نبودند. زیرا برای همه اقتصادها یک نرخ رشد یکسان قائل بودند و مدل قادر به توضیح علت متفاوت بودن نرخ‌های رشد بلندمدت در کشورهای مختلف نبود.

در واکنش به کاستی‌های مدل رشد نئوکلاسیک، لوکاس (۱۹۹۳)، رومر (۱۹۹۰) و بارو (۱۹۹۱)، نشان دادند که رشد یکنواخت به‌صورت درون‌زا توسط عوامل و متغیرهای مؤثر بر رشد، شکل می‌گیرد. یعنی مجموعه‌ای از مکانیسم‌های درونی اقتصاد و متغیرهای کلیدی مانند انباشت سرمایه انسانی، سطح بهره‌وری منابع، میزان فعالیت‌های تحقیق و توسعه در پروسه‌های تولیدی و کیفیت و نوع مخارج دولت، رشد اقتصادی را محقق ساخته و تحت تأثیر قرار می‌دهد. در واقع در الگوهای رشد درون‌زا، بازدهی کاهنده نسبت به عوامل انباشت‌پذیر، نقض می‌شود و رشد نامحدود ممکن می‌گردد. آرو (۱۹۶۲) و ششنسکی[3] (۱۹۶۷)، مدل‌هایی را ارائه نمودند که براساس آن‌ها، تفکر، تحلیل، ابداع، کشف و اختراعِ خالق رشد، از طریق انجام کار و آموزش ضمن خدمت، صورت گرفته و باتوجه به غیررقابتی و عمومی‌بودن عامل دانش، فناوری‌های نوین در اختیار آحاد اقتصادی قرارگرفته و در حوزه‌های کاربردی اقتصاد مورد استفاده قرار می‌گیرد.

نظریه جدید رشد رومر (۱۹۸۶) و لوکاس (۱۹۸۸)، هم‌گرایی مشروط را مقدور می‌داند. یعنی هم‌گرایی فقیر و غنی زمانی تحقق می‌یابد که در کشورهای فقیر سرمایه انسانی

---

[1] Cass & Koopmans
[2] Shakeri (2009)
[3] *Sheshinski*

کافی برای دستیابی به مزیت حاصل از پیشرفت فنی موجود در کشورهای غنی وجود داشته باشد.

همچنین، ساده‌ترین مدل رشد درون‌زا، مدل رشد درون‌زای محدب است که به مدل AK معروف است و توسط ربلو[1] (۱۹۹۰) ارائه گردیده است. در این مدل، تابع تولید نسبت به تنها نهاده تولید یعنی سرمایه خطی است، لذا تابع تولید هم نسبت به مقیاس و هم نسبت به عامل سرمایه، دارای بازدهی ثابت است و داریم:

$$Y = f(K, L) = AK \qquad (۱)$$

که در آن A مقداری ثابت و K نشانگر کل سرمایه به معنای عام کلمه می‌باشد و می‌تواند شامل سرمایه‌های فیزیکی، سرمایه انسانی، موجودی علم و دانش و انواع دیگر سرمایه نیز باشد. در وضعیت یکنواخت و در حالت فقدان پیشرفت فنی، نرخ رشد برابر خواهد بود با:

$$\gamma = \frac{[A-\rho-\delta]}{\sigma} \qquad (۲)$$

در مدل AK نرخ رشد بلندمدت (معادل نرخ رشد کوتاه‌مدت)، به پارامترهای میل به پس‌انداز و بهره‌وری سرمایه، بستگی دارد. مقادیر کوچکتر ρ و σ که میل به پس‌انداز را افزایش می‌دهد، به نرخ رشد سرانه بالاتر منجر می‌شود. همچنین افزایش A، باعث افزایش تولید نهایی و متوسط سرمایه شده، نرخ رشد را بالا می‌برد. برخلاف مدل درون‌زای AK، در مدل رشد نئوکلاسیک نرخ رشد سرانه بلندمدت تنها در سطح بالاتر سرمایه تبلور می‌یابد و در نرخ رشد سرانه هیچ تغییری حاصل نمی‌شود و دلیل تفاوت نرخ رشد در دو مدل، وجود بازدهی کاهنده برای سرمایه در الگوی نئوکلاسیک است (لئون گونزالس[2]، ۲۰۱۵).

مدل رشد درون‌زا با تأکید بر انباشت سرمایه انسانی توسط لوکاس (۱۹۸۸) طراحی گردید و صراحتاً بین سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی تمیز قایل شد. در این الگو، سرمایه انسانی و فیزیکی که با تکنولوژی‌های متفاوتی تولید می‌شوند، به‌عنوان عامل تولید وارد تابع تولید می‌شوند. علی‌الخصوص بر آموزش نیروی انسانی تمرکز شده که می‌تواند قید بازدهی نزولی در مفهوم کلی سرمایه را کنار گذاشته و در نتیجه برون‌زا نبودن تکنولوژی، رشد بلندمدت صفر نگردد. برخلاف مدل برون‌زای رشد بهره‌وری، سرمایه انسانی از طریق

[1] Reblou
[2] Leon Gonzales

سرمایه‌گذاری می‌تواند انباشت شود، در نتیجه، تولید نهایی آن ثابت است. در تشریح الگوی لوکاس تابع تولید به‌صورت زیر قابل طرح است:

$$Y = AK^{\beta}H^{1-\beta}h_a^{\rho} \quad (۳)$$

که در آن H انباشت سرمایه انسانی، h_a متوسط سرمایه انسانی است. سرمایه انسانی از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$H = \tau hL \quad (۴)$$

که در آن L نیروی کار فاقد تخصص، h سرمایه انسانی جاری و τ مقدار زمان مفید صرف‌شده در کسب دانش و $(1-\tau)$ مقدار زمان مفید صرف‌شده روی تولید می‌باشد. مطابق این الگو، با تولد هر فرد که h برابر صفر است، کارایی بقیه یا h_a پایین می‌آید. از طرف دیگر، چون لوکاس به اثرات خارجی سرمایه انسانی و آموزش در مدل خود تأکید دارد، می‌توان نوشت:

$$Y = AK^{\beta}(\tau h)^{1-\beta}h_a^{\rho} \quad (۵)$$

مجموع توان‌ها در تابع فوق برابر $(-\beta+\rho)$ می‌باشد که بزرگتر از یک است و گویای بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس تولید است. در واقع، این مدل دارای دو قید اساسی است:

$$\dot{k} = AK^{\beta}(\tau hL)^{1-\beta}h_a^{\rho} - c \quad ; \dot{k} = y - c \quad (۶)$$

$$\dot{h} = \emptyset h(1-\tau) \quad (۷)$$

حال با کمک بهینه‌سازی پویا، نرخ رشد سرامه سرمایه و نرخ رشد سرمایه انسانی در وضعیت یکنواخت برابر خواهد بود با:

$$\gamma_h = \frac{(\emptyset-\rho-\sigma)(1-\beta)}{\theta(1+\rho-\beta)-\rho} \quad ; \quad \gamma = \frac{(\emptyset-\rho-\sigma)(1+\rho-\beta)}{\theta(1+\emptyset-\beta)-\emptyset} \quad (۸)$$

اگر $\emptyset = 0$ باشد، یعنی اثرات خارجی وجود نداشته باشد، خواهیم داشت:

$$\gamma_c = \gamma_k = \gamma_h = \gamma = \theta^{-1}(\emptyset - \rho - \sigma) \quad (۹)$$

نرخ رشد در رابطه فوق تقریباً معادل نرخ رشد در مدل AK می‌باشد. تنها تفاوت در A و $\emptyset$ است. در مدل AK نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری A باعث پیشرفت و رشد بلندمدت می‌شد؛ در حالی‌که در مدل انباشت سرمایه انسانی، $\emptyset$ یا پارامتر بهره‌وری دانش، این رشد را به ارمغان می‌آورد. همچنین روشن است که در فقدان پیشرفت‌های فنی برون‌زا، نرخ

رشد بلندمدت توسط پارامتر انباشت سرمایه انسانی توضیح داده می‌شود (درگاهی و قدیری[1]، ۱۳۸۲).

به نظر لوکاس (۱۹۸۸)، آثار خارجی ناشی از انباشت سرمایه انسانی حاوی منافع (نامرئی) حاصل از درون‌زایی پیشرفت فنی می‌باشد. از آنجا که فناوری ایجاد شده، سریعاً به موسسات دیگر سرایت می‌کند.

الگوی رشد درون‌زا با تأکید بر مخارج دولتی توسط بارو (۱۹۹۰) تدوین و ارائه شد. وی می‌کوشد تا نقش دولت در خدمات زیربنایی، محافظت از حقوق مالکیت و سیاست‌های مالیاتی و مانند آن را به رشد مربوط سازد. در این مدل متغیر g به‌عنوان کل هزینه‌های دولت وارد مدل می‌شود و تابع تولید به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$Y = f(K, g) = AK^{\alpha}g^{1-\alpha} \qquad (۱۰)$$

که در آن Y تولید ناخالص ملی، K ذخیره سرمایه بخش خصوصی و متغیری مرکب (شامل سرمایه فیزیکی و انسانی)، و g مخارج دولت و میزان مشارکت او در سرمایه‌گذاری بنیادی در جامعه است.

می‌توان نشان داد که نرخ رشد در وضعیت یکنواخت برابر خواهد بود با:

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{\dot{k}}{k} = \gamma = \theta^{-}\ (A^{*} - \rho - \sigma)\ ; A^{*} = \alpha A^{1/\alpha}\left(\ \ -t\right)t^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \qquad (۱۱)$$

از رابطه فوق می‌توان استباط کرد که در فقدان پیشرفت فنی برون‌زا، نرخ رشد در وضعیت یکنواخت (برخلاف الگوهای نئوکلاسیک)، صفر نمی‌باشد (باکارو و پونتوسون[2]، ۲۰۱۶).

از دیگر الگوهای قدرتمند برای تحلیل اختلاف در رشد بین کشورها، مدل رشد منکیو، رومر و وایل[3] (۱۹۹۲) است که براساس آن تفاوت در انباشت سرمایه انسانی و فیزیکی که حاصل ذخیره و پس‌انداز قدرت مالی و علمی است و با اثرگذاری بر میزان سرمایه‌ها و بهره‌وری نیروی کار، عامل اصلی اختلاف عملکرد اقتصاد کشورها می‌باشد. در این الگو، تولید براساس تابع زیر تعیین می‌شود:

$$Y(t) = K(t)^{\alpha}H(t)^{\beta}[A(t)L(t)]^{1-\alpha-\beta}\ ; \alpha, \beta >\bullet\ ; \alpha + \beta < 1 \qquad (۱۲)$$

در رابطه شماره (۱۲)، $L(t)$ نشانگر نیروی کار، $A(t)$ نشانگر دانش و $H(t)$ نشانگر سرمایه انسانی است و با دانش موجود در جامعه تفاوت دارد و معادل با مهارت کارگر است (مهدوی عادلی و همکاران[4]، ۱۳۸۹).

---

[1] Darghahi & Ghadiri (2003)
[2] Baccaro & Pontusson
[3] Mankiw, Romer & Weil (MRW)
[4] Mahdavi Adeli et al (2010)

بارو و سالا- ایی- مارتین[1] (۱۹۹۵)، مدل‌ها و نظریه‌هایی را طراحی کردند که در آن‌ها فرض بازده کاهنده نسبت به عوامل تولید، نقض شده و با وارد کردن نهاده‌هایی مانند سرمایه انسانی، تحقیق و توسعه و فناوری، بازده صعودی اتفاق می‌افتد. لذا افرادی مثل رانیز، استوارد و رامیز[2] (۲۰۰۰)، بر سرمایه‌گذاری دولتی در تولید سرمایه انسانی و تحقق توسعه انسانی تأکید کرده‌اند.

عجم اوغلو و همکاران[3] (۲۰۰۱) به همراه رودریک، سابرامانیان و تربی[4] (۲۰۰۴)، استدلال کرده‌اند که باوجود کنترل و هدایت سرمایه‌گذار در امور آموزشی و پژوهشی و ارتقاء کیفیت نیروی کار و بهبود تکنولوژی، اثر منفی متغیرهای جغرافیایی و دموگرافیک بر رشد، از بین خواهد رفت. همچنین، بارو و لی[5](۲۰۰۳) به مطالعه مدل‌های رشد تصادفی پرداخته و اثر سرمایه انسانی و تغییرات ساختاری بر رشد اقتصادی را بررسی نموده‌اند.

۲-۲- پیشینه تجربی

مطالعات تجربی در حوزه رشد اقتصادی از اوایل دهه ۱۹۹۰ به سرعت گسترش یافته است. توسعه سریع نظریه جدید رشد اقتصادی، دسترسی به اطلاعات غنی‌تر و بهبود فنون اقتصادسنجی که دقت و اعتبار بیشتر تحلیل‌ها و یافته‌ها را در پی داشت، همگی امکان گسترش سریع مطالعات تجربی در این حوزه را فراهم آورده است (ساغلام و یتکینر[6]، ۲۰۱۴).

۲-۲-۱- مطالعات داخلی

خلاصه‌ای از مهم‌ترین مطالعات تجربی داخلی در حوزه رشد اقتصادی به‌صورت زیر بوده است:

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[1] Barro & Sala-i-Martin
[2] Ranise, Steward & Rameez
[3] Acemoglu et al.
[4] Rodrik, Subramanian & Trebbi
[5] Barro & Lee
[6] Saglam & Yetkiner

جدول (۱): خلاصه‌ای از مطالعات قبلی داخلی در حوزه رشد اقتصادی

نام محقق، عنوان و قلمرو	روش‌شناسی	نتایج
شاه‌آبادی و کمیجانی (۱۳۸۰) بررسی اثر فعالیت‌های R&D داخلی‌وخارجی (از طریق تجارت خارجی) بر TFP	همگرایی یوهانسن	اثر مثبت متقابل تجارت با انباشت سرمایه R&D شرکای تجاری و متغیر اثر متقابل سرمایه انسانی با انباشت سرمایه R&D
عرب‌مازار و قاسمی (۱۳۹۳) بررسی عوامل مؤثر برصادرات غیرنفتی ایران	میانگین‌گیری بیزی	نسبت سرمایه‌گذاری رابطه مثبت و مصرف دولتی و رابطه مبادله اثر منفی بر رشد دارند.
مهرآرا و رضایی (۱۳۹۴) عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی در ایران	میانگین‌گیری بیزی مدل و WALS	درآمدنفت به GDP و واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای به GDP و نیروی‌کار عوامل رشدند
مهرآرا، مجدزاده و غضنفری (۱۳۹۴) عوامل‌تعیین‌کننده‌سرماه‌گذاری‌خصوصی‌درایران	میانگین‌گیری بیزی	اثر واردات کالاهای سرمایه‌ای ۱۰۰ ٪، رشد GDP بدون نفت ۶۸ ٪ و نسبت مالیات شرکت‌ها ۵۰ ٪
استادی (۱۳۹۵)؛ عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران و اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی	معادلات همزمان TSLS	ارزش افزوده بخش‌ها تاثیر مثبت داشته، و اندازه دولت و قیمت حامل‌های انرژی اثر منفی داشته‌اند
شاکری و فتحی (۱۳۹۶) بررسی اثرات بازبئدن تجارت و مذاکرات تجاری بر رشد اقتصادی کشورهای WTO	پانل دیتا با رویکرد متغیر ابزاری و GMM	بازبودن تجارت، فرآیند مذاکرات الحاق، دارای اثر مثبت بر رشد اقتصادی بوده‌اند.
عرب‌مازار و همکاران (۱۳۹۷) اقتصاد سیاسی رشد و تأثیر برخی از عوامل بنیادی بر رشد اقتصادی ایران	ARDL	مردم‌سالاری، کیفیت قانون، آزادی اقتصادی، درجه باز بودن، توسعه انسانی و شاخص کل حکمرانی دارای تاثیر مثبت بر رشد اقتصادی بوده‌اند.

منبع: یافته‌های تحقیق

۲-۲-۲- مطالعات خارجی: خلاصه مهم‌ترین مطالعات تجربی خارجی در حوزه رشداقتصادی در جدول شماره دو آمده است:

جدول (۲): خلاصه‌ای از مطالعات قبلی خارجی در حوزه رشداقتصادی

نام محقق، عنوان و قلمرو	روش‌شناسی	نتایج
فرناندز ، لی و استیل (۲۰۰۱) نا اطمینانی مدل در رگرسیون‌های رشد	میانگین‌گیری بیزیBMA	مشابه نتایج سالایی مارتین و همکاران (۱۹۹۷) قیمت نسبی سرمایه، آموزش ابتدایی وGDP،
کوپ و پوتر (۲۰۰۳) پیش‌بینی در پانل‌های‌کلان با (BMA)	(BMA) در تحلیل عاملی	مدل‌های شامل عامل اتورگرسیو در پیش‌بینی هر دو متغیر GDP و تورم در یک افق کوتاه، بهترند
سالا- ایی- مارتین و همکاران (۲۰۰۴) عوامل بلندمدت رشد: رهیافت BACE	کاربرد BMA در اقتصادسنجی رشد	۱۸ عامل از جمله قیمت نسبی سرمایه، آموزش ابتدایی وGDP،
مورال بنیتو (۲۰۰۹) رگرسیون رشد پانلی با متغیرهای از معلوم	رگرسیون‌های رشد تجربی و مسئله تورش و ناسازگاری	نسبت سرمایه‌گذاری باعث رشد می‌شود.
مورال بنیتو (۲۰۱۲) تعیین‌کننده‌های رشد اقتصادی	بسط روش(BMA) به داده‌های پانل	قیمت‌کالاهای سرمایه‌ای، فاصله از کلانشهرها و حقوق سیاسی
لئون گونزالس و همکاران (۲۰۱۳) عوامل‌رشد در اقتصادهای درحال توسعه‌آسیایی	(BMA) در زمینه رگرسیون رشد پانل دیتای پویا	اثر مثبت سرمایه‌گذاری و درجه باز بودن اقتصاد و اثرمنفی مخارج مصرفی دولت بررشد
پانیتزا و پرسبیترو (۲۰۱۴) بدهی عمومی و رشد اقتصادی	حداقل مربعات معمولی	بدهی عمومی تأثیرمعنی‌داری بر رشد اقتصادی ندارد
لئون گونزالس و مونتولیو (۲۰۱۵)؛ عوامل‌قوی رشد در کشورهای درحال توسعه آسیایی	میانگین‌گیری بیزی (BMA) در فضای پانلی با اثرات ثابت،	اثرمثبت سرمایه‌گذاری اثر منفی مخارج جاری دولت و نرخ مبادله. رابطه غیرخطی تورم و رشد
ودیاجرز و چاسکو (۲۰۱۶) عوامل رشد بلندمدت آمریکای جنوبی	داده‌های پانلی اثرات ثابت و اثرات تصادفی	اثر مثبت انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی، درجه‌بازبودن، صادرات بخشی و نهادها و سیاست،
شیخ علی و همکاران (۲۰۱۷) تعیین‌کننده‌های رشد در سومالی	رگرسیون چندگانه معمولی	سرمایه‌گذاری ملی و FDI اثر مثبت داشته‌اند
گوتما (۲۰۱۸)؛ نقش حواله‌ها، FDI و کمک خارجی در رشد اقتصادی در کشورهای آفریقایی	GMM	کمکهای خارجی، FDI، عمق مالی در منطقه کم‌درآمد و مخارج آموزشی دولت و رشد جمعیت در ممالک بادرآمد متوسط اثر مثبت داشته‌اند

منبع: یافته‌های تحقیق

بدین ترتیب، در ادبیات رشد اقتصادی، عوامل بسیار زیادی به عنوان عامل بالقوه رشد معرفی شده است و پژوهشگران در مورد منابع رشد، اجماع و توافق نظر ندارند. به‌طوری

که محققانی مثل هال‌و جونز[1] (۱۹۹۹)، فرناندز و همکاران[2] (۲۰۰۱)، سالایی مارتین و همکاران[3] (۲۰۰۴)، مورال بنیتو[4] (۲۰۰۹، ۲۰۱۲، ۲۰۱۴ و ۲۰۱۶)، لئون گونزالس (۲۰۱۵)، دورلاف، جانسون و تمپل[5] (۲۰۰۵) و دورلاف و کواح[6] (۱۹۹۹)، گاهی فهرستی از ۱۴۵ متغیر توضیحی که به نوعی بر رشد اقتصادی اثر دارند، ذکر کرده‌اند.

۳- روش تحقیق

مواجهه با انبوهی از مدل‌های بالقوه و همچنین، تعدّدِ عوامل و منابع رشد، می‌تواند منجر به نااطمینانی در تصریح مدل مناسب و مقتضی شده و خصوصیات تخمین‌ها را با مشکلات جدی روبرو سازد (مورال بنیتو، ۲۰۱۲).

در مطالعات تجربی متعارف در حوزه رشد اقتصادی، رگرسیون‌های خطی با قدری تساهل، با تمرکز بر ضرایب چند متغیر معین، از موارد مهمی مانند نااطمینانی در تصریح مدل، صرف‌نظر می‌کرده‌اند (لوین و رنلت[7]، ۱۹۹۲). لذا باید نوع نگاه به رگرسیون‌های رشد تغییر کند و رهیافتی جهان‌شمول مورد توجه قرار گیرد تا ابهام حاصل از نااطمینانی در تصریح مدل، دقت و اعتبار برآوردها را مخدوش نسازد (قوش و سامانتا[8]، ۲۰۰۱).

در این مقاله، برای لحاظ کردن انواع نااطمینانی، از روش توسعه‌افته توسط مورال بنیتو (۲۰۱۰)، که شکل خاصی از رهیافت BMA تحت عنوان BML، است، استفاده شده است.

در دهه‌های اخیر، تحلیل‌های بیزی به طور عام و الگوسازی در اقتصادسنجی بیزی به‌طور اخص با استفاده از قواعد نظریه احتمال شرطی، تحول شگرفی را شاهد بوده است. مزیت‌های اصلی مدل‌سازی بیزی و استفاده از اصول و قواعد اقتصادسنجی بیزی نسبت به رهیافت‌های متعارف در اقتصادسنجی، شامل موارد زیر است:

- در بررسی روابط بین متغیرها، استفاده از یک مدل خاص، حداقل حاوی دو نوع نااطمینانی است؛ نااطمینانی در مورد حضور یک متغیر خاص در الگو و نااطمینانی در انتخاب نوع و ترکیب متغیرها در مدل. استفاده از قواعد اقتصادسنجی بیزی در قالب

---

[1] Hall & Jones
[2] Fernandez et al.
[3] Sala i Martin et al.
[4] Moral Benito
[5] Johnson & Temple
[6] Durlaf & Kouh
[7] Lewin & Renlet
[8] Goash & Samanta

میانگین‌گیری مدل بیزی (BMA)، هم نااطمینانی در انتخاب متغیرهای تعیین‌کننده و هم نااطمینانی در انتخاب مدل مناسب را به حداقل می‌رساند.

- اصول و قواعد اقتصادسنجی بیزی با وارد کردن اطلاعات پیشین و توزیع پیشین حوادث، وقایع، رفتارها و روابط، در محاسبه و تخمین ضرایب رفتاری، نقش محقق و اطلاعات غیرداده‌ای در تخمین‌ها را پررنگ‌تر می‌کند. ورود اطلاعات پیشین (گذشته و غیرنمونه‌ای) در تحلیل و محاسبات، نااطمینانی ناشی از انتخاب متغیرها و چگونگی اثرگذاری آن‌ها را به شدت کاهش داده و کارایی و دقت برآوردها را بالا می‌برد.

- در رهیافت‌های بیزی، برای مجهولات و هرچه در مورد آن اطلاع مفیدی وجود ندارد، مثل مقدار یک پارامتر و یا بهترین مدل ممکن و ... ، یک توزیع احتمال نظری یا تجربی مدنظر قرار می‌گیرد و سپس با انجام نمونه‌گیری‌های فراوان با استفاده از الگوریتم‌های مناسب، سعی می‌شود اطلاعات کامل در مورد عامل مجهول به‌دست آید.

وجود مزایای فراوانی مانند موارد فوق، در کنار پیشرفت‌های زیاد در حوزه رایانه و نرم‌افزارهای محاسباتی و نیز مهیا شدن داده‌های آماری فراوان، موجب استفاده روزافزون پژوهشگران از رهیافت‌های بیزی شده است.

استفاده از رهیافت بیزی، از جفریز[1] (۱۹۶۱) تا مورال بنیتو (۲۰۱۶) مدنظر بوده است. برای درک رهیافت بیزی در اقتصادسنجی، به قضیه بیز اتکاء می‌شود که برمبنای آن، احتمال وقوع حادثه‌ای مانند A به شرط آن‌که قبلاً حادثه‌ای مانند B رخ داده باشد، برابر است با (کوپ[2]، ۲۰۰۳):

$$P(A|B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)} \qquad (۱۳)$$

اگر B را با ماتریس داده‌های D و A را با بردار پارامترهای θ جانشین کنیم، خواهیم داشت:

$$P(\ |D) = \frac{P(D|\ )P(\ )}{P(D)} \qquad (۱۴)$$

باتوجه به این‌که $P(D)$ اطلاع مفیدی در مورد θ در بر ندارد، می‌توان $P(D)$ را نادیده گرفته و تناسب زیر را استخراج کرد:

$$P(\theta|D) \propto P(D|\theta)P(\theta) \qquad (۱۵)$$

[1] Jeffreys
[2] Koop

در این رابطه عبارت $P(D|\theta)$ نشانگر تراکم داده‌ها بر روی پارامترهای مدل است که در واقع به فرآیند تولید داده‌ها اشاره دارد. لذا اگر فرض نرمال بودن توزیع خطاها در مدل خطی رگرسیون برقرار باشد، $P(D|\theta)$ نیز می‌باید دارای تابع چگالی نرمال باشد. در اصطلاح $P(D|\theta)$ را تابع راست‌نمایی[۱] گویند که عموماً دارای توزیع نرمال-گاما می‌باشد. عبارت $P(\theta)$ تابع چگالی احتمال پیشین[۲] پارامترها می‌باشد که مجموعه اطلاعات موجود در خصوص پارامترها را قبل از مشاهده داده‌ها و بدون توجه به آن‌ها منعکس می‌سازد. عبارت $P(\theta|D)$ تابع احتمال پسین[۳] پارامترها با معلوم بودن داده‌ها است که با استفاده از تابع احتمال پیشین و تابع راست‌نمایی قابل محاسبه است و اطلاعات به روز شده ما در مورد θ پس از مشاهده داده‌ها و انجام محاسبات لازم را در بر می‌گیرد.

روش BMA عبارت است از میانگین‌گیری از تمام مدل‌های خطی ممکن، زمانی که تعداد زیادی متغیر مستقل بالقوه و در نتیجه مدل‌های بی‌شماری وجود دارد. با استفاده از این روش، نااطمینانی در انتخاب متغیرهای مؤثر و نااطمینانی در تصریح مدل برطرف می‌گردد. این روش توسط جفریز (۱۹۶۱) ابداع شد و لیمر[۴] (۱۹۷۸) آن را توسعه داد. همچنین یورک و همکاران[۵] (۱۹۹۵)، رافتری و همکاران[۶] (۱۹۹۹) و کوپ (۲۰۰۳) این رهیافت را تکامل بخشدند.

در استفاده از روش BMA از یک طرف، انتخاب توزیع پیشین حائز اهمیت فراوان است و از طرف دیگر تابع پیشینی مورد نیاز است که به اطلاعات ورودی محقق نیاز نداشته باشد. به‌عنوان نمونه اگر تابع پیشین را از نوع مزدوج طبیعی در نظر گرفته شود، با توزیع تابع درست‌نمایی (نرمال- گاما) یکسان خواهد بود (مورال بنیتو، ۲۰۱۲). حال اگر تعداد متغیرهای بالقوه K باشد، 2^K مدل قابل تصریح است و تمام آنچه درباره پارامترها می‌دانیم در تابع پسین $P(\theta|D)$ به صورت زیر خلاصه می‌گردد:

$$E(\theta|D) = \sum_{m=1}^{2^K} P(M_m|D).\hat{\theta}_m \qquad (۱۶)$$

[1] Likelihood Function
[2] Prior Function
[3] Posterior Function
[4] Leamer (1978)
[5] York et al (1999)
[6] Raftery et al (1999)

در این رابطه عبارت $P(\theta|D)$، توزیع پسین θ بافرض در اختیار داشتن مجموعه داده‌ها، $P(\theta|D,M_m)$ توزیع θ بافرض در دست داشتن مجموعه داده‌ها و معلوم بودن مدل m ام و $P(M_m|D)$، احتمال پسین مدل m ام با فرض در دست داشتن مجموعه داده‌ها است. طبیعی است که مقدار پارامترها در بعضی مدل‌ها صفر بوده و در بعضی دیگر با احتمال پسین مربوطه حضور خواهد داشت. با محاسبه امیدریاضی رابطه (۱۶) نسبت به θ ، و انجام پاره‌ای تغییرات، می‌توان برآورد نقطه‌ای پارامترها در تمام مدل‌های ممکن را به دست آورد:

$$E(\theta|D) = \sum_{m=1}^{2^K} P(M_m|D).\hat{\theta}_m \qquad (۱۷)$$

که در آن $\hat{\theta}_m$ معادل $E(\theta|D,M_m)$ در واقع تخمین OLS از θ با مجموعه متغیرهای توضیحی موجود در مدل m می‌باشد. در ادبیات بیزی، $\hat{\theta}_m$ متوسط پسین به شرط مدل m خوانده می‌شود و واریانس پسین برآورد پارامترها نیز پیرو لیمر (۱۹۷۸)، از رابطه زیر قابل محاسبه است:

$$V(\theta|D) = \sum_{m=1}^{2^K} P(M_m|D)V(\theta|D,M_m) + \sum_{m=1}^{2^K} P(M_m|D)[\hat{\theta}_m - E(\theta|D)]^2 \qquad (۱۸)$$

برای تعیین جهت رابطه متغیرهای مستقل با متغیر وابسته در اقتصادسنجی بیزی از انحراف معیار پسین پارامترها استفاده می‌شود؛ بدین ترتیب که اگر انحراف معیار پسین یک پارامتر، بزرگتر از میانگین پسین پارامتر باشد، جهت رابطه نامشخص تلقی می‌شود (مورال بنیتو، ۲۰۱۰).

در روش BMA در واقع میانگین نتایج تخمین همه مدل‌های مورد نظر، با استفاده از وزن‌های مناسب، بدست می‌آید. دشواری و وقت‌گیر بودن اجرای BMA، به خاطر تعدد مدل‌های مورد نظر، به تعداد 2^K، استفاده از الگوریتم‌های خاصی مانند الگوریتم زنجیره مارکوف مونت کارلو در ساخت مدل[1] (MC^3) که مبتنی بر الگوریتم متروپولیس هاستینگز است را ضروری می‌سازد که بدون برآورد همه مدل‌ها مهم‌ترین متغیرهای مستقل و در نتیجه مدل بهینه را شناسایی می‌کند.

برای اندازه‌گیری«نیرومندی» (میزان اثر عوامل موثر بر رشد و اولویت‌بندی آن‌ها)، پیرو مورال بنیتو (۲۰۱۲)، احتمال پسین این که یک متغیر خاص مانند r در رگرسیون حضور دارد، تخمین زده می‌شود و از آن به عنوان احتمال این که متغیر مورد نظر به مدل رشد

[1] Markov Chain Monte Carlo Model Composition (MCMCMC)

حقیقی تعلق داشته باشد، تعبیر می‌شود. احتمال پسین شمول متغیر r یعنی $P(\theta_r \neq 0|D)$ از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\text{احتمال پسین شمول متغیر } r = P(\theta_r \neq 0|D) = \sum_{\theta_r \neq 0} P(M_m|D) \qquad (۱۹)$$

یعنی احتمال اینکه متغیر r در مدل صحیح حضور داشته باشد، برابر است با احتمال این که ضریب متغیر r مشروط به داده‌های موجود، صفر نباشد، برابر است با مجموع احتمالات پسین همه مدل‌هایی که متغیر مورد نظر در آن‌ها، ضریب غیر صفر دارد.

در این مقاله از مدل مورال بنیتو (۲۰۱۲) به صورت زیر استفاده شده است:

$$Y_{it} = \alpha Y_{it-\tau} + X_{it}^{\prime m}\beta^m + Z_i^m\gamma^m + \eta_i + \varepsilon_t + \vartheta_{it} \qquad (۲۰)$$

که در آن Y_{it}، لگاریتم GDP سرانه واقعی، $X_{it}^{\prime m}$ ماتریس متغیرهای برون‌زا و مستقل و Z_i^m نشانگر متغیرهای مختص هر کشور است. با درنظر گرفتن مدل فوق و با استفاده از الگوریتم شبیه‌سازی زنجیره مارکوف، مونت کارلو در بنای مدل (MC^3)، تک تک متغیرها وارد مدل شده و پس از آزمون لازم، یا در مدل باقی مانده و یا از مدل کنار گذاشته شده است. پس از انجام تکرارهای فراوان، نتایج مدل به صورت احتمال پسین حضور هر متغیر در مدل، امیدریاضی و انحراف معیار ضرایب پارامترها به دست می‌آید.[۱]

۳-۱- عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی

برای دستیابی به نتایج مقبول و به‌خاطر نیاز به کار با داده‌های ترکیبی متوازن، داده‌های مربوط به مهم‌ترین متغیرها در دوره ۲۰۱۵-۱۹۷۵ با استفاده از پایگاه داده‌های شاخص

احتمال پذیرش مدل جدید به‌صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$\alpha\left(M^{(s)}, M^*\right) = \min\left[\frac{P(Y|M^s)P(M^s)}{P(Y|M^*)P(M^*)} \quad 1\right]$$

احتمال پذیرش معمولاً در سطح ۵۰ درصد است. یعنی اگر $\alpha \geq 0.5$ باشد، مدل جدید و متغیر جدید مورد قبول واقع می‌شود و این مدل به عنوان مدل جاری جایگزین M^* می‌شود. در غیر این صورت، همان M^* به عنوان مدل جاری باقی می‌ماند. این کار S بار تکرار می‌شود. در پایان زنجیره‌ای از مدل‌ها را می‌توان به وجود آورد که در آن بیشترین مدل‌ها از نقاطی انتخاب شده‌اند که احتمال پسین در آن‌ها بیشتر باشد. همچنین در هر تکرار پس از تعیین مدل جاری، میانگین و واریانس تابع پسین برای هرکدام از متغیرها را به دست آورده و در پایان پس از تعیین زنجیره، از آن‌ها به عنوان میانگین مدل بیزی متوسط‌گیری می‌شود (مورال بنیتو، ۲۰۱۲). رجوع شود به کورمندی و همکاران (۱۹۸۵)، دورلاف و همکاران (۲۰۰۵) و لئون گونزالس و ویناياگاتسان (۲۰۱۵) مراجعه کرد.

های توسعه جهانی[۱] (WDI) و پایگاه داده‌های جدول جهانی پنسیلوانیا[۲] (PWT)، در نظر گرفته شده‌اند. همچنین، پیرو کار کاستلی و همکاران[۳] (۱۹۹۶)، متغیرهای از نوع انباشت، در سال ابتدای دوره پنجساله و متغیرهای از نوع جریان، به صورت میانگین دوره پنجساله اندازه‌گیری و در الگو لحاظ شده‌اند.

متغیرهای این تحقیق در جدول یک پیوست تعریف شده و منابع استخراج آن‌ها بیان شده است که می‌توان آن‌ها را به صورت زیر دسته‌بندی کرد:

متغیرهای اقتصاد کلان و محیط خارجی؛ حاکمیت و نهادها؛ فناوری و بهره‌وری؛ جغرافیا و سایر عوامل.

مروری بر داده‌ها، نشان می‌دهد که متوسط نرخ رشد در فاصله ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۰ از ۲- درصد در جیبوتی تا ۸/۸ درصد در موزامبیک متغیر بوده است. در حالی که این رقم در فاصله ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶ از ۰/۷ درصد برای برونئی تا ۱۲/۵ درصد برای قطر متغیر بوده است[۴].

۴- یافته‌های تجربی

مدل معرفی شده در رابطه (۱۲) و تابع راست‌نمایی معرفی شده در رابطه (۱۳)، با الگوریتم (MC^3)، بکار گرفته شد و با استفاده از نرم افزار GAUSS، اطلاعاتِ جمع‌آوری شده، جهت برآورد مدل و تجزیه و تحلیل اطلاعات، مورد استفاده قرار گرفت و نتایج زیر حاصل شد[۵]. نتایج بکارگیری روش BML، در جدول ۳ آمده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[1] World Development Indicators (WDI); http://data.worldbank.org/indicator

[2] Penn World Table: Constructed by Robert Summers & Alan Heston of University of Pennsylvania

[3] Caselli et al.

[۴] منبع: سازمان همکاری اسلامی http://wdi.worldbank.org/table/4.1#

توجه شود که برای اجرای کدهای مربوطه حتماً باید نسخه ۱۶ و یا بالاتر نرم افزار GAUSS مورد استفاده قرار گیرد. در صورت نیاز کدها و داده‌های مورد استفاده می‌تواند در اختیار محققین قرار داده شود.

جدول (۳): نتایج BML در داده‌های ترکیبی (مرتب‌شده برحسب احتمال پسین)

متغیر	احتمال پسین حضور	امیدریاضی پسین	انحراف معیار پسین
GDP اولیه	**۱/۰۰۰**	**− ۰/۰۷۱**	**۰/۰۸۳**
*نرخ پس‌انداز	۰/۸۵۱	۰/۱۷۴	۰/۱۱۲
امید به زندگی	۰/۷۸۴	۰/۳۴۳	۰/۴۱۱
FDI*	۰/۷۱۶	۰/۲۷۳	۰/۱۲۶
*اندازه سرمایه‌گذاری	۰/۶۹۱	۰/۲۱۰	۰/۱۴۲
*بهره‌وری عوامل تولید	۰/۶۵۴	۰/۱۰۲	۰/۰۱۹
*مخارج تحقیق و توسعه	۰/۶۲۷	۰/۳۳۶	۰/۱۳۲
نرخ تورم	۰/۵۴۹	− ۰/۱۳۱	۰/۱۸۸
شاخص باز بودن تجاری	۰/۴۲۱	۰/۰۴۲	۰/۰۱۳
اندازه جاری دولت	۰/۱۷۴	− ۰/۲۲۵	۰/۱۲۷
جمعیتِ مولد	۰/۱۳۹	۰/۱۳۸	۰/۱۴۱
جمعیت شهری	۰/۱۳۶	− ۰/۱۶۹	۰/۱۷۷
قیمت سرمایه‌گذاری	۰/۱۲۱	− ۰/۰۴۴	۰/۰۳۱
نیروی کار	۰/۱۱۴	۰/۴۸۸	۰/۰۸۳
آموزش ابتدایی	۰/۱۰۱	۰/۰۶۳	۰/۰۴۲
جمعیت بالای ۶۵ سال	۰/۰۹۴	− ۰/۰۱۰	۰/۰۱۴
آموزش راهنمایی	۰/۰۸۲	۰/۲۲۰	۰/۲۰۱
جمعیت زیر ۱۵ سال	۰/۰۷۴	۰/۰۵۱	۰/۰۳۲
جنگ	۰/۰۶۹	− ۰/۰۰۹	۰/۰۱۱
محصور بودن در خشکی	۰/۰۶۳	− ۰/۲۷۱	۰/۱۶۵
فاصله هوایی کشورها	۰/۰۵۷	− ۰/۶۱۵	۰/۷۲۲
نواحی گرمسیری	۰/۰۵۱	−۱/۱۵۳	۱/۰۲۵
چگالی (تراکم) جمعیت	۰/۰۴۲	− ۰/۴۱۱	۰/۳۵۶
آب‌های قابل کشتیرانی	۰/۰۳۳	۰/۳۳۲	۰/۵۳۴
سابقه استقلال	۰/۰۲۴	۰/۳۲۱	۰/۳۴۴
سابقه سوسیالیستی	۰/۰۲۱	− ۰/۰۹۸	۰/۱۰۱
آب و هوا	۰/۰۱۹	− ۰/۴۲۳	۰/۳۷۲
جمعیت گرمسیری	۰/۰۱۸	− ۰/۰۶۶	۰/۰۹۸
مساحت	۰/۰۱۷	۰/۰۵۳	۰/۰۹۲
سیستم حکومتی	۰/۰۱۶	۰/۱۹۹	۰/۱۶۵
کشورهای آسیایی	۰/۰۱۴	− ۰/۰۹۱	۰/۰۸۴
کشورهای آفریقایی	۰/۰۱۲	− ۰/۰۵۹	۰/۰۶۸
کشورهای عربی	۰/۰۱۱	− ۰/۳۲۵	۰/۶۱۲
کشورهای اروپایی	۰/۰۱۰	۰/۰۷۴	۰/۰۹۳

منبع: یافته‌های تحقیق.

مقدار امید ریاضی پسین ضرایب با استفاده از رابطه (۱۷)، بدست آمده و مقدار آن می‌تواند مثبت یا منفی باشد. همچنین متغیرهایی که احتمال پسین حضور آن‌ها در مدل بزرگتر یا مساوی ۰/۵ بوده و انحراف معیار پسین آن‌ها، کمتر از میانگین پسین آن‌ها است، به عنوان قوی‌ترین عوامل که دارای اثر مشخص بر رشد اقتصادی هستند، انتخاب شده‌اند (مهرآرا و نصیب‌پرست، ۱۳۹۲).

برای مقایسه و تحلیل بهتر، نتایج روش‌های SDM (میانگین‌بیزی‌تخمین‌های کلاسیک BACE و FLS (میانگین‌گیری‌بیزی‌مدل BMA) در زیر آمده است:

جدول (۴): نتایج روش SDM و FLS برای‌داده‌های‌ترکیبی(مرتب‌شده با احتمال)

	احتمال پسین حضور		میانگین پسین		انحراف معیار پسین	
متغیر	SDM	FLS	SDM	FLS	SDM	FLS
GDP اولیه	۱	۱	-۰/۲۸۴	-۰/۳۰۲	۰/۲۴۴	۰/۲۹۳
جمعیت مولد	۱	۱	۰/۸۴۲	۰/۸۱۲	۰/۷۹۲	۰/۷۸۱
FDI	۰/۹۵۶	۰/۹۴۳	۱/۲۴۸	۱/۱۵۶	۱/۱۵۳	۱/۳۴۵
بهره‌وری کل عوامل تولید	۰/۸۲۸	۰/۸۳۲	۰/۲۹۵	۰/۳۱۲	۰/۵۴۱	۰/۵۱۶
اندازه سرمایه‌گذاری	۰/۶۲۳	۰/۵۰۱	۰/۳۹۱	۰/۳۷۵	۰/۶۲۵	۰/۶۱۴
مخارج تحقیق و توسعه	۰/۳۰۹	۰/۲۰۹	۰/۴۱۱	۰/۴۳۷	۰/۳۴۱	۰/۳۳۳
نرخ تورم	۰/۲۹۷	۰/۱۲۹	-۰/۱۵۲	-۰/۱۴۹	۰/۱۳۱	۰/۱۹۲
نرخ پس‌انداز	۰/۲۲۹	۰/۱۱۴	۰/۳۸۳	۰/۳۹۷	۰/۳۶۰	۰/۳۵۳
باز بودن تجاری	۰/۲۰۷	۰/۱۰۰	۰/۰۶۵	۰/۰۷۱	۰/۲۱۱	۰/۲۳۵
قیمت سرمایه‌گذاری	۰/۰۵۹	۰/۰۷۰	-۰/۰۹۱	-۰/۰۶۸	۰/۲۹۶	۰/۲۶۴
نیروی کار	۰/۰۳۹	۰/۰۷۱	۰/۳۲۲	۰/۳۴۱	۰/۳۸۴	۰/۳۹۸
اندازه جاری دولت	۰/۰۳۱	۰/۰۲۶	-۰/۱۸۵	-۰/۱۶۶	۰/۳۲۲	۰/۳۴۰
جمعیت شهری	۰/۰۲۰	۰/۰۱۱	-۰/۰۵۱	-۰/۰۶۳	۰/۰۵۸	۰/۰۷۱
امید به زندگی	۰/۰۱۹	۰/۰۰۸	۰/۴۹۲	۰/۴۷۶	۰/۳۹۰	۰/۴۱۱
چگالی (تراکم) جمعیت	۰/۰۱۷	۰/۰۰۵	۰/۰۷۸	۰/۰۷۷	۰/۳۹۳	۰/۲۸۷
جمعیت زیر ۱۵ سال	۰/۰۱۵	۰/۰۰۵	-۰/۰۱۲	-۰/۰۱۴	۰/۱۲۳	۰/۱۱۲
آموزش ابتدایی	۰/۰۱۴	۰/۰۰۴	۰/۲۳۲	۰/۲۴۰	۰/۲۲۳	۰/۲۲۰
جمعیت بالای ۶۵ سال	۰/۰۱۲	۰/۰۰۴	-۰/۰۶۳	-۰/۰۶۰	۰/۰۷۳	۰/۰۶۴
آموزش راهنمایی	۰/۰۱۱	۰/۰۰۳	۰/۰۱۱	۰/۰۱۲	۰/۱۱۸	۰/۱۰۶

منبع: محاسبات تحقیق

توجه: SDM روش سالایی‌مارتین، داپل‌هافر و میلر در داده‌های ترکیبی‌بوده و FLS روش فرناندز، لی و استیل در داده‌های ترکیبی می‌باشد.

جدول شماره چهار نتایج مربوط به توزیع‌های پسین پارامترهای مربوط به نوزده متغیر از مجموعه داده‌ها (که در طول زمان متغیرند) وقتی رهیافت‌های FLS، BMA و BACE SDM با آثار مختص کشوری بکار گرفته می‌شوند را خلاصه می‌کند. بخصوص، این جدول احتمال حضور پسین، میانگین پسین و انحراف معیار پسین این توزیع‌ها را گزارش می‌کند. پیرو کار مهرآرا و نصیب‌پرست[1] (۱۳۹۲)، متغیرهایی که دارای احتمال پسین حضور بالاتر از ۰/۵ هستند به‌عنوان متغیرهای مؤثر بر متغیر وابسته انتخاب شده اند. همچنین براساس کار مورال بنیتو (۲۰۱۰) متغیرهایی که انحراف معیار پسین آن‌ها کمتر از میانگین پسین آن‌ها است، دارای اثر مشخص بر متغیر وابسته هستند. بر این اساس همان‌طور که ملاحظه می‌شود، پنج متغیر پس‌انداز، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، اندازه سرمایه‌گذاری ملی،

[1] Mehrara & Nasibparast (2013)

بهره‌وری کل عوامل تولید و مخارج تحقیق و توسعه، دارای احتمال پسین حضور بالاتر از ۰/۵ بوده و به خاطر داشتن انحراف معیار پسین کوچکتر از میانگین پسین، اثر مثبت یا منفی آنها بر رشد اقتصادی قابل تشخیص است. علاوه بر این دو متغیر GDP اولیه و امید به زندگی، علیرغم داشتن احتمال پسین حضور بسیار بالا، به خاطر داشتن انحراف معیار پسین بزرگتر از میانگین پسین، اثر مثبت یا منفی آنها بر رشد اقتصادی قابل تشخیص نیست. این نتایج بر مبنای کل نمونه یعنی ۴۵ کشور برای دوره ۱۹۷۵ تا ۲۰۱۵ با استفاده از رهیافت BML، به دست آمده‌اند. این نتایج با نتایج مطالعات مقطعی سالایی ° مارتین و دیگران (۲۰۰۴) و فرناندز و همکاران (۲۰۰۱)، متفاوتند. این نشانه آن است که اثرات مختص کشوری مهم هستند و در این رابطه تفاوت ایجاد می‌کنند.

همچنین، علاوه بر GDP اولیه، نرخ پس‌انداز، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، اندازه سرمایه‌گذاری ملی، بهره‌وری کل عوامل تولید و مخارج تحقیق و توسعه، با علایم مورد انتظار بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارند.

در واقع، نرخ بالای پس‌انداز، سطح بالای سرمایه‌گذاری مستقیم، سطحِ بالای بهره‌وری و سطحِ پایین نابسامانی و تغییرات در اقتصاد، در کنار سرمایه‌گذاری ملی بالا و مخارج تحقیق و توسعه کافی، رشد اقتصادی را ترقی می‌دهد. این نشان می‌دهد که استراتژی‌های سیاست ارتقاء رشد باید در راستای تأمین ارتقاءِ بهره‌وری و جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی هدف‌گذاری شود.

برعکس، بعضی متغیرهای توضیحی مثل امیدبه‌زندگی، ایجاد تناقض می‌کند؛ یعنی برخلاف دارا بودنِ احتمالِ پسینِ حضورِ نسبتاً بالا، نمی‌توانند به عنوان یک عامل نیرومند در تعیین میزان رشد اقتصادی تلقی شود؛ زیرا انحراف معیار پسین آن‌ها، بزرگتر از میانگین پسین آن‌ها است. این به معنای آن است که این متغیرها گرچه با رشد اقتصادی همراه‌اند، اما بخاطر نااطمینانی مدل، نمی‌توان نتیجه گرفت که در کدام جهت اثر می‌گذارند. در واقع افزایش امید به زندگی از یک سو، اطمینان ایجاد می‌کند و احتمال تفکر تحلیلی منجر به ابداع و اختراع برای بهبود بهره‌وری را بالا می‌برد و از سوی دیگر، زندگی طولانی‌تر (مخصوصاً در جوامع فاقد برنامه‌های اصولی)، احتمال به تأخیر انداختن مصرف و ایجاد رکود بلندمدت و نهادینه شده را بالا می‌برد.

۵- نتیجه‌گیری

علیرغم وجود تحلیل‌های علمی و مطالعات تجربی فراوان در رابطه با رشد اقتصادی و عوامل مؤثر بر آن، هنوز همه زوایای مربوط به رشداقتصادی و عوامل محرکه آن، خوب درک نشده‌اند. این مطالعه، با توسعه رهیافت *BML*، و وارد شدن در فضای داده‌های ترکیبی، کوشیده است بخشی از این ابهامات را برطرف سازد.

با کمک رهیافت‌های توسعه‌افته در اقتصادسنجی بیزی، اغلب متغیرهایی که احتمال می‌رود بر رشد اقتصادی اثر بگذارند، در فضای مدل مدنظر قرار گرفت و با شیوه خاصی احتمال حضور آن‌ها در مدل مناسب اندازه‌گیری شده و مهم‌ترین عوامل با استفاده از میانگین‌گیری بیزی و روش حداکثر راست‌نمایی بیزی تعیین گردید.

یافته‌ها نشان می‌دهند که در رویکرد بیزی، اثرات مختص کشوری، نقش مهمی در تعیین روند رشد کشورها بازی می‌کنند؛ همچنین مطابق نتایج، نیرومندترین عوامل تعیین‌کننده رشد کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی عبارتند از:

- نرخ پس‌انداز، به عنوان تأمین‌کننده توان سرمایه‌گذاری؛
- سرمایه‌گذاری‌مستقیم‌خارجی و مخارج R&D، به‌عنوان نماینده فناوری
- سرمایه‌گذاری ملی به عنوان شاخصی از منابع تولیدی اقتصاد،
- مدیریتِ بهینه منابع (شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید).

متغیرهای دیگری که می‌توانند به‌عنوان عوامل مهم مؤثر بر رشد مورد توجه قرار گیرند، شامل نرخ تورم و درجه باز بودن تجاریِ اقتصاد، می‌باشد.

همچنین متغیرهای مربوط به تشکیل سرمایه انسانی، اثر معنی‌داری بر رشد در کشورهای OIC ندارند. این مسئله باتوجه به اثر معنی‌دار سرمایه انسانی در برخی مطالعات، می‌تواند نشانگر عدم ارتباط صحیح تشکیل سرمایه انسانی با نیازهای بازار کار و صنایع و نیز بازده اندک سرمایه‌گذاری‌های مربوطه باشد.

ضعیف بودن اثر مخارج دولتی محتملاً گویای وجود رانت‌جویی در حوزه‌های دولتی بوده و کیفیت و بهره‌وری اندک سرمایه‌گذاری و تخصیص نامطلوب آن را منعکس می‌سازد.

از طرف دیگر، رد ارتباط رشد با درجه باز بودن تجاری می‌تواند ناشی از تجارت سنتی، بهره‌وری اندک و کیفیت پایین تولیدات داخلی، مناسب نبودن تشکیلات اداری مربوط به تجارت بین‌الملل، ضعف محصولات صنعتی و مشکلات ارزی، استفاده ناکارآمد از منابع و ذخایر بین‌المللی و ضعف نظام برنامه‌ریزی و مدیریت مربوطه بوده باشد.

این نتایج با مبانی نظری و تحقیقات تجربی سازگاری زیادی دارند. اثر مثبت نرخ پس‌انداز بر رشد اقتصادی مطابق نظریه‌های سنتی رشد و مطالعات جدید مثل لئون گونزالس (۲۰۱۳) است. تکنولوژی و عوامل متشکله و انتقال‌دهنده آن دارای اثری مطابق با تئوری و مطالعات تجربی مانند عجم اوغلو و رستریپو[1] (۲۰۱۶) و آزمان، لاو و احمد[2] (۲۰۱۰) است. اثر سرمایه‌گذاری نیز مطابق تئوری و مطالعات جدید مثل کارلین و مایر[3] (۲۰۰۳)، است. همچنین اثر بهره‌وری، نرخ تورم و درجه باز بودن اقتصاد بر رشد مطابق مطالعات لئون گونزالس (۲۰۱۳) می‌باشد.

همچنین نتایج گویای آن است که در کشورهای عضو OIC عوامل درون‌زای موجد رشد، چندان مؤثر نیستند و اقتصاد این کشورها، فاقد ماهیت درون‌زایی و دینامیسم لازم برای رشد درون‌زا می‌باشد. در نتیجه رشد اقتصادی عمدتاً از طریق عوامل برون‌زایی مثل تزریق درآمدهای حاصل از فروش ثروت‌های ملی یا اخذ وام‌های کلان و واردات کالاهای صنعتی تأمین می‌گردد و از تشکیل سرمایه انسانی معطوف به نیازهای بازار کار و صنایع و دارای بهره‌وری مطلوب عاجزند.

کاربرد این نتایج می‌تواند در تنظیم برنامه‌های رشد، با تأکید بر ارتقاء نرخ پس‌انداز و بهره‌وری و نیز افزایش سرمایه‌گذاری ملی و تلاش در تولید و جذب تکنولوژی از طریق گسترش فعالیت‌های تحقیق و توسعه و جذب سرمایه‌گذاری خارجی، مد نظر قرار گیرد.

باتوجه به نتایج و تحلیل آن‌ها، لازم است که در جهت کسب مزیت‌های رقابتی برنامه‌ریزی شود و نظام پولی و مالی با نظام تولیدی جامعه هماهنگ‌تر شود.

اصلاح نظام برنامه‌ریزی و سیستم مالی در جهت هماهنگی با نظام تولیدی همراه با سعی در کاهش انگیزه‌های رانت‌جویی و فساد اقتصادی می‌تواند در تسرسع رشد این کشورها کارساز باشد.

لازم به ذکر است که بررسی اثر مهندسی معکوس در ایجاد فناوری و در نتیجه ارتقاء سرعت رشد به مطالعات بعدی محول می‌شود.

---

[1] Acemoglu & Restripo
[2] Azman, Law & Ahmad
[3] Karlin & Mayer

فهرست منابع

. بهمنی، مجتبی، حسن‌خانی، معصومه، و شکیبایی، علیرضا (۱۳۹۵). بررسی تاثیر سرریز تکنولوژی ناشی از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر بهره‌وری نیروی کار در صنایع کارخانه‌ایی ایران، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد صنعتی ایران*، ۱(۲)، ۱۱۵-۹۲.

. جلال آبادی، اسداله، و بهرامی، جاوید (۱۳۸۹). عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی در گروه کشورهای مختلف (رویکردی نو به عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی). *اقتصاد مقداری*، ۷(۱)، ۵۱-۲۳.

. مهرآرا, محسن، و رضایی برگشادی، صادق. (۱۳۹۵). بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران مبتنی بر رویکرد متوسط‌گیری بیزین (BMA) و حداقل مربعات متوسط وزنی (WALS). *فصلنامه علمی- پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*, *۶*(۲۳), ۱۱۴-۸۹.

1. Acemoglu, D., & Restrepo, P. (2016). The race between machine and man: Implications of technology for growth, factor shares and employment. (No. w22252). *National Bureau of Economic Research.*
2. Aghion, P. & Howitt, P. (1992). A model of growth through creative destruction. *Econometrica* 60(2), 323-351.
3. Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2), 277-297.
4. Baccaro, L., & Pontusson, J. (2016). Rethinking comparative political economy: the growth model perspective. *Politics & Society*, *44*(2), 175-207.
5. Bahmani, M, Hasankhani, M & Shakibaee, A (2016). The effect of technology spillovers from foreign direct investment on labor productivity in manufacturing in Iran. *Quarterly Journal of Industrial Economics Researches*, 1(2), 92-115 (In Persian)
6. Barro, R. J. (2003). Determinants of economic growth in a panel of countries. *Annals of economics and finance*, 4, 231-274.
7. Doppelhofer, G., Miller, R. I., & Sala-i-Martin, X. (2000). Determinants of long-term growth: A Bayesian averaging of classical estimates (BACE) approach. (No. w7750). *National Bureau of Economic Research*
8. Draper, D. (1995). Assessment and propagation of model uncertainty. *Journal of the Royal Statistical Societ:* Series B (Methodological), 45-97.
9. Durlauf, S. N., Kourt ellos, A., & Tan, C. M. (2008). Are any growth theories robust? *The Economic Journal*, *118*(527), 329-346.
10. Easterly, William, (1993). How much do distortions affect growth? *Journal of Economic Growth*, 1, 363˚389.

11. Fernandez, C., Ley, E., & Steel, M. F. (2001). Benchmark priors for Bayesian model averaging. *Journal of Econometrics*, *100*(2), 381-427.
12. Ghosh, J. K., & Samanta, T. (2001). Model selection˚an overview. *Current Science*, 1135-1144.
13. Grossman, G. M., & Helpman, E. (1991). Quality ladders in the theory of growth. *The Review of Economic Studies*, *58*(1), 43-61.
14. Jalalabadi, A., & Bahrami, J. (2010). Factors determining economic growth in various groups of countries (A new approach to determining factors of economic growth). *Quantitative Economics*, 7(1), 23-51 (In Persian)
15. Jeffreys, H. (1961). *Theory of Probability*. 3rd edn, Oxford: The Clarendon Prs.
16. Koop, G., (2003). *Bayesian econometric*, New York, John Wiley and Sons.
17. Kormendi, R. C., & Meguire, P. G. (1985). Macroeconomic determinants of growth: cross-country evidence. *Journal of Monetary economics*, *16*(2), 141-163.
18. Leamer, E. E. (1983). Let's take the con out of econometrics. *The American Economic Review*, *73*(1), 31-43.
19. Leon-Gonzalez, R., & Vinayagathasan, T. (2015). Robust determinants of growth in Asian developing economies: A Bayesian panel data model averaging approach. *Journal of Asian Economics*, *36*, 34-46.
20. Levine, R., & Renelt, D. (1992). A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. *The American economic review*, 942-963.
21. Lucas, R. E. (1998). On the mechanics of economic development. *Econometric Society Monographs*, *29*, 61-70.
22. Magnus, J. R., Powell, O., & Prüfer, P. (2010). A comparison of two model averaging techniques with an application to growth empirics. *Journal of Econometrics*, *154*(2), 139-153.
23. Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The quarterly journal of economics*, *107*(2), 407-437.
24. Mehrara, M., & Rezaei Bargshadi, S, (2016). The determinants of Economic growth in Iran based on Bayesian model averaging and weighted averaging least square. *Quarterly Journal of Research on Economic Growth and Development*, 6 (23), 114-89. (In Persian).
25. Moral-Benito, E. (2012). Determinants of economic growth: a Bayesian panel data approach. *Review of Economics and Statistics*, *94*(2), 566-579.
26. Nafziger, E. Wayne. (2012). *Economic Development*. Fifth edition published by Cambridge University Press.
27. Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with Fixed Effects. *Econometrica*, 49(6), 1417-1426.

28. Raftery, A. E. (1996b). Approximate Bayes factors and accounting for model uncertainty in generalised linear models. *Biometrika*, *83*(2), 251-266.
29. Ramsey, F. P. (1928). A mathematical theory of saving. *The economic journal*, *38*(152), 543-559.
30. Rodrik, D., Subramanian, A. & Trebbi, F. (2004). Institutions rule: The primacy of institutions over geography and integration in economic development. *Journal of Economic Growth*, 9, 131˚165.
31. Romer, D. (2016). *Advanced macroeconomics*. Mc raw -hill companies.
32. Sachs, J. D., & Warner, A. M. (1997). Fundamental sources of long-run growth. *The American economic review*, *87*(2), 184-188.
33. Sala-i-Martin, X., Doppelhoffer, G., & Miller, R. (2001). Cross-sectional growth regressions: Robustness and Bayesian model averaging. *Columbia University. Mimeographed*.
34. Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The quarterly journal of economics*, *70*(1), 65-94.
35. Todaro, M., & Smith, S. (2003). *Development economics*. Pearson education.
36. Zellner, A. (1986). On assessing prior distributions and Bayesian regression analysis with g-prior distributions. *Bayesian inference and decision techniques: Essays in Honor of Bruno De Finetti*, 6, 233-243.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی