

تحلیل تأثیر ناهمگونی جمعیت بر رشد منطقه‌ای در ایران

زهرا دهقان شبانی^۱

نعمت اله اکبری^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۷/۱۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۲/۴

چکیده

ناهمگونی جمعیت که در مقیاس ملی ناهمگونی‌های نژادی، فرهنگی، مذهبی، قومی و قبیله‌ای تعریف شده، یکی از متغیرهای مهم تأثیرگذار بر رشد مناطق می‌باشد که در سال‌های اخیر مورد توجه قرار گرفته است. ناهمگونی جمعیتی از طرفی، موجب اختلاف ترجیحات و تبعیض شده و در نتیجه، منجر به سیاست‌های ضد بهره‌وری و کاهش رشد مناطق می‌شود و از سویی دیگر، ترکیب قومی و مذهبی، منافع شامل تنوع در توانایی‌ها، تجربه‌ها و فرهنگ‌ها به همراه دارد که ممکن است به بهره‌وری، خلاقیت و نوآوری منجر و موجب افزایش رشد اقتصادی مناطق شود.

بنابراین، در هر جامعه‌ای با قومیت‌ها و مذاهب مختلف، مبادله‌ای بین منافع و هزینه‌های ناهمگونی جمعیت وجود دارد. سؤالی که مطرح می‌شود، این است که آیا ناهمگونی جمعیت بر رشد مناطق اثر مثبت یا منفی دارد؟ و به طور تجربی چه تأثیری بر رشد مناطق ایران داشته است؟ جهت پاسخ به این دو سؤال در مقاله حاضر، در بخش اول، مبانی نظری تأثیر متغیر ناهمگونی جمعیت بر رشد منطقه‌ای ارائه شده و سپس با استفاده از آمار ۲۸ استان ایران طی دوره سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵ و با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی، تأثیر این متغیر بر رشد منطقه‌ای در ایران مورد آزمون قرار گرفتند. نتایج حاصل از این تحقیق بیان‌کننده اثر منفی ناهمگونی مذهبی بر رشد منطقه‌ای در ایران است.

واژگان کلیدی: ناهمگونی، مذهب، قومیت، رشد اقتصادی منطقه

طبقه بندی JEL: R11, Z12

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. zahra_dehghan2003@yahoo.com

۱. استادیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز

۲. استاد گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان

مقدمه

ادبیات جدید و روبه رشدی در بررسی اثر فاکتورهای اجتماعی بر فرایند رشد اقتصادی مطرح شده است. شواهد تجربی بخصوص از مطالعات کشورهای مختلف، مطرح می‌کند که فاکتورهای اجتماعی مانند ناهمگونی جمعیت، نرم‌های اجتماعی و اعتقادات بر عملکرد کلی اقتصاد تأثیرگذار هستند. از بین فاکتورهای اجتماعی، مطالعات زیادی ناهمگونی جمعیت را مورد توجه قرار داده‌اند. منظور از ناهمگونی جمعیت در سطح ملی، ناهمگونی‌های نژادی، فرهنگی، مذهبی، قومی و قبیله‌ای است (گزارش توسعه بانک جهانی، ۲۰۰۹).

یکی از مطالعات پیشگام بر اثرات زیان‌بار ناهمگونی جمعیت (تمایز جمعیت) توسط استرلی و لوین صورت گرفته است. وی بیان می‌کند جوامع دارای نژادها و مذاهب مختلف، ترجیحات متفاوتی دارند و بنابراین، اعمال سیاست عمومی در این جوامع بهینه نیست (Easterly & Levine, 1997). بعد از استرلی و لوین، متفکران زیادی از جمله السنا و فرارا^۱، کولی^۲، گرافتن و اون^۳، اریس^۴، گولدین و کاتز^۵، اتاویانو و پریو^۶ به بررسی تأثیر این متغیر بر عملکرد اقتصادی پرداخته‌اند.

کانال‌های مختلفی در رابطه با اثرگذاری ناهمگونی جمعیت بر رشد اقتصادی مناطق مطرح شده است. این متغیر بر رشد اقتصادی مناطق از طریق تأثیری که بر تجمیع بنگاه‌ها در مناطق، تغییرات فناوری و سرریز دانش بین مناطق دارد، اثرگذار است. ناهمگونی جمعیتی از طرفی، مانعی برای انتقال سرریز اطلاعات و تغییرات فناوری است و موجب اختلاف ترجیحات و تبعیض، و منجر به سیاست‌های ضد بهره‌وری و کاهش رشد مناطق می‌شود. از سوی دیگر، ترکیب قومی و مذهبی منافع شامل تنوع در توانایی‌ها، تجربه‌ها و فرهنگ‌ها به همراه دارد که ممکن است به بهره‌وری، خلاقیت و نوآوری منجر و موجب افزایش رشد اقتصادی مناطق شود. بنابراین در هر جامعه‌ای با قومیت‌ها و مذاهب مختلف، مبادله‌ای بین منافع و هزینه‌های ناهمگونی جمعیت وجود دارد. سؤالی که مطرح می‌شود، این است که آیا ناهمگونی جمعیت بر رشد مناطق اثر مثبت یا منفی دارد؟

در پاسخ به این سؤال، هدف مقاله حاضر، تحلیل تأثیر متغیر ناهمگونی جمعیت بر رشد اقتصادی استان‌های ایران است که در ۵ بخش اصلی با عنوان‌های میانی نظری تأثیر ناهمگونی جمعیت بر رشد اقتصادی منطقه، شاخص‌های اندازه‌گیری ناهمگونی جمعیت، تحقیقات انجام

1. Elesina & Ferrara

2. Collie

3. Grafton & Owen

4. Eris

5. Goldin & Katz

6. Ottaviano & Perio

شده، تصریح مدل، تخمین مدل و نتایج به دست آمده از تخمین مدل در ایران، سازماندهی شده است.

۱. مبانی نظری تأثیر متغیر ناهمگونی جمعیت بر رشد منطقه

اول، ناهمگونی جمعیت می‌تواند از طریق وارد شدن به ترجیحات افراد بر انتخاب‌های اقتصادی آنها اثرگذار باشد. تئوری هویت اجتماعی، بیان می‌کند که افراد ممکن است نسبت به سعادت اعضای گروهشان مطلوبیت مثبت کسب کنند و نسبت به سعادت اعضای سایر گروه‌ها مطلوبیت منفی به دست آورند [تاجفیل و بیلیگ^۱، ۱۹۷۱؛ فلامنت و باندی^۲، ۱۹۷۱]. آلسینا و فرارا در سال ۲۰۰۰ این تئوری را فرمول‌بندی کردند، به این صورت که زمانی که جمعیت ناهمگون است، مطلوبیت افراد به طور مثبت وابسته به سهم اعضای گروه خود و به طور منفی با سهم اعضای گروه‌های دیگر رابطه دارد.

دوم، ناهمگونی جمعیت می‌تواند بر پیامدهای اقتصادی از طریق تأثیر بر استراتژی افراد و نگاه‌ها تأثیر گذارد. زمانی که بازارها ناقص هستند، اینکه افراد یک گروه هم‌نوع بیشتر با خودشان مبادله می‌کنند، از نقطه نظر کارآیی بهینه است، زیرا تداوم مکانیزم شهرت (اعتبار) در بین آنها می‌تواند تا حدودی وجود اطلاعات نامتقارن را حل کند.

فرارا (۲۰۰۳) نشان داد، زمانی که ضمانتی برای اجرای قراردادها از نظر قانونی وجود ندارد، عضویت در گروه‌های قومی می‌تواند مورد حمایت واقع شود، زیرا رفتارهای مقابله به مثل و مجازات‌هایی که در این گروه‌ها وجود دارد بر رفتار اعضای گروه نظارت دارد. در همین رابطه فیرتون و لایتین^۳ (۱۹۹۶) با استفاده از یک مدل تطبیق اجتماعی^۴، نشان دادند که همکاری اعضای گروه‌های قومی مختلف، می‌تواند از دو کانال ایجاد شود: اول، تعادل مارپیچی و دوم، تعادل گروه پلیسی (نظارتی)^۵. تعادل مارپیچی، زمانی رخ می‌دهد که تضاد بین افراد به صورت مارپیچ به کل انتظارات افراد می‌رود و ترس از این موضوع موجب همکاری بین اعضا و قرار گرفتن در مسیر تعادل می‌شود. تعادل پلیسی هنگامی رخ می‌دهد که گروه به اختلاف بین اعضای گروه‌های دیگر توجه نداشته باشد و هر گروه تنها اختلاف بین اعضای خود را تحریم کند.

1. Tajfel & Billig
2. Flament & Bundy
3. Fearon & Laitin
4. Social Matching
5. Group-Policing

چنانچه گفته شد ناهمگونی جمعیت بر استراتژی افراد تأثیرگذار است که افراد خود را وفادار به گروه قومی یا مذهبی خود می‌دانند که این امر، برانگیزه ابداعات تأثیرگذار است. برای توضیح این امر الیبرمن با استفاده از مدل کالای باشگاهی با وجود اثرات متقابل، نشان داد که گروه‌های مختلف با گرفتن مالیات از اعضای خود که در خارج از گروه به نوآوری می‌پردازند، می‌تواند اطمینان حاصل کند که اعضای یک گروه تنها در گروه خود به نوآوری می‌پردازند (Elieberman, 2000). برنالید، جانوری و سادولت در مطالعه‌ای دریافتند که جوامع محلی تلاش می‌کنند تا از ایجاد خلاقیت و نوآوری توسط زیر گروه‌ها^۱ جلوگیری کنند (Bernard, Janvry & Sadoulet, 2004). توجه داشته باشید که زمانی که تنوع در جوامع محلی به اندازه زیادی وجود داشته باشد، اختلاف سازمانی^۲ پدیدار می‌شود (آلسینا و فرارا، ۲۰۰۵).

همچنین ناهمگونی بر استراتژی بنگاه‌ها اثرگذار است؛ به این صورت که، زمانی که ساختار اجتماعی یک منطقه از نظر قومیت، نژاد و مذهب همگن نباشد، در این صورت معمولاً ارتباط یک بنگاه با بنگاهی صورت می‌گیرد که از نظر قومیتی، مذهبی و نژادی در یک گروه قرار دارند؛ زیرا دو عامل قومیت و مذهب از طریق ایجاد اعتماد به کمک افراد و گروه‌ها آمده و با کاهش فرصت طلبی، ضعف‌های موجود در قراردادهای ناقص را جبران کرده و موجب کاهش هزینه مبادله و هزینه جمع‌آوری اطلاعات از طریق افزایش اعتماد و سرمایه اجتماعی^۳ می‌شود. زمانی که هزینه مبادله و هزینه جمع‌آوری و انتشار اطلاعات کاهش یابد، فضای مبادله و تعاملات گسترش می‌یابد (اریس، ۲۰۱۰).

سوم، تنوع می‌تواند به تابع تولید از دو طریق وارد شود: اول، از این طریق که افراد مهارت‌های مختلف دارند و دوم، از طریق تأثیری که متغیر ناهمگونی بر سرریزهای دانش می‌گذارد. ناهمگونی

1. Subgroup

2. Differentiating Organization

۳. سرمایه اجتماعی درون گروهی به همکاری‌ها، تعاون‌ها، اعتماد درون یک گروه اشاره دارد که افراد درون آن گروه از آن منفعت کسب می‌کنند، در حالی که سرمایه میان گروهی، سرمایه‌ای است که پیوند میان گروه‌ها را برقرار می‌سازد. چنانچه مذاهب و قومیت‌های مختلف در یک کشور هر یک سرمایه اجتماعی در درون گروه خود را تقویت کنند و هویت گروهی قوی ایجاد کنند اما پیوندهای برون گروهی این مذاهب و قومیت‌ها ضعیف باشد، در این صورت، سرمایه اجتماعی ایجاد شده در درون گروه‌ها، دشمنی میان گروه‌ها را تشدید می‌نماید و اختلاف اجتماعی در نتیجه تنوع مذهبی، قومی و نژادی ایجاد می‌گردد که موجب اختلاف و مانع ارتباط بین کارگران و بنگاه‌ها می‌شود و از انتشار ایده‌ها و ابداعات تکنولوژی ممانعت می‌کند و بهره‌وری عوامل تولید را کاهش می‌دهد و همچنین مانعی برای ایجاد صرفه جویی ناشی از تجمع بین بنگاه‌ها می‌شود و از این طریق، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی منطقه دارد (گرافتن و اون، ۲۰۰۷).

در ترجیحات و مهارت‌ها می‌تواند رشد را از طریق افزایش تنوع در محصولات افزایش دهد، البته چنانچه اختلافاتی که به دلیل ناهمگونی پیش می‌آید مدیریت شود.

در این رابطه، آلسینا، اسپولار و واکزیرارا (Alesina, Spolaore & Wacziara, 2000) تنوع بیشتر نهاده‌های واسطه را به عنوان تنوع بیشتر مهارت‌های افراد تفسیر کردند که موجب افزایش محصول کل گردید. نشر دانش و ابداعات تکنولوژی در جوامع ناهمگن سخت‌تر و دشوارتر است، بخصوص زمانی که درگیری‌های قومی در میان کشور وجود داشته باشد، چنانچه در یک منطقه، اختلاف اجتماعی^۱ که ناشی از تنوع مذهبی، قومی و نژادی است، وجود داشته باشد، این اختلاف، مانع ارتباط بین کارگران و بنگاه‌ها می‌شود و از انتشار ایده‌ها و ابداعات تکنولوژی ممانعت می‌کند و به دلیل کاهش تکنولوژی و تجمیع نهاده‌ها و بنگاه‌ها، بهره‌وری عوامل کاهش می‌یابد و همچنین مانعی برای ایجاد صرفه‌جویی ناشی از تجمیع بین بنگاه‌ها می‌شود و از این طریق، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی منطقه دارد (گرافتن و اون، ۲۰۰۷).

عدم ارتباط که ناشی از تنوع زبانی یا تنش‌های اجتماعی است نیز می‌تواند مانع از انتشار ایده‌ها و ابداعات تکنولوژی شود. چنانچه اختلافات به اندازه کافی عمیق باشد، تنوع ممکن است منجر به بی‌ثباتی سیاسی، خشونت و جنگ‌های داخلی شود، که این بی‌ثباتی‌ها از طریق کاهش سرمایه‌گذاری و بهره‌وری و افزایش مخارج دولت برای کاهش اختلافات، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد.

چهارم، ناهمگونی جمعیت می‌تواند بر سیاست‌های دولت تأثیرگذار باشد. ناهمگونی جمعیت اغلب موجب اعمال و اجرای سیاست‌های ضعیف و ناکارآمد می‌شوند (مونتالو و رینال کور، ۲۰۰۵). به دلیل اینکه گروه‌های مختلف ترجیحات متفاوتی دارند، که این امر تصمیم‌گیری را برای سیاستگذاران با پیچیدگی همراه می‌سازد.

پرتا، لوپز دسیلانز، شلیفر و یوشانی (Porta, Lopez Desilanes, Shleifer & Uishny, 1999) و آلسینا و همکاران (۲۰۰۳) نشان دادند که پراکندگی قومی، ارتباط منفی با معیارهای کیفیت زیرساخت‌ها، سواد و مدرسه و ارتباط مثبتی با مرگ و میر نوزادان دارد. آلسینا، گلیسر و ساکردوز (۲۰۰۱) دریافتند که یک رابطه معکوس بین اندازه مخارج انتقالی و اجتماعی دولت به تولید ناخالص داخلی و پراکندگی قومی وجود دارد. یک توضیح برای این امر، آن

۱. البته این نظریه که ناهمگونی بیشتر موجب درگیری در سطح منطقه یا کشور می‌شود، مورد انتقاد قرار گرفته است. در همین رابطه، هروویتز (۱۹۸۵) استدلال می‌کند که در جوامع خیلی همگون و خیلی ناهمگون، درگیری کمتری وجود دارد و درگیری و کشمکش در جوامعی بیشتر است که یک گروه با اکثریت در مقابل یک گروه اقلیت قرار گیرند.

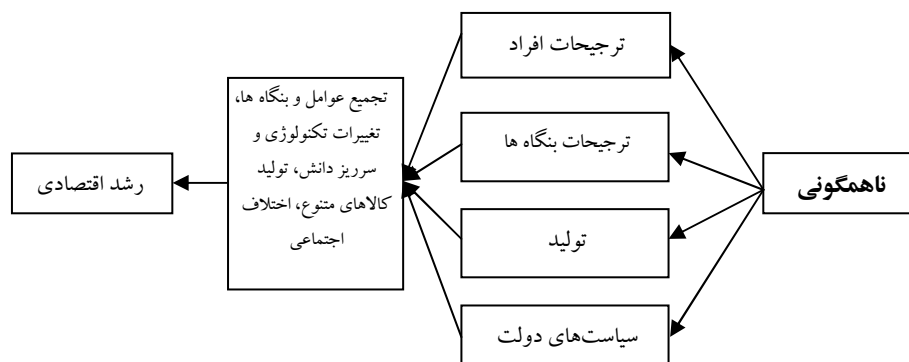
است که یک دولت نوع دوست و خیرخواه نمی‌تواند در بین خطوط قومی مختلف به خوبی جریان پیدا کند.

آلسینا و باکیر و استرلی (Alesina, Baqir & Easterly, 1999 & 2000) نیز نشان دادند که در شهرهای با پراکندگی قومی بیشتر، کالاهای عمومی مانند راه ها، بیمارستان‌ها، مدارس و ... کمتر است. همچنین ویگدور (۲۰۰۴) دریافت که در یک جامعه با ناهمگونی نژادی زیاد، نرخ پاسخگویی به سرشماری ۲۰۰۰ کمتر بوده است. پاسخ‌ها به عنوان تقاضا برای کالای عمومی تفسیر شده است. به این صورت که مقدار تأمین مالی فدرال برای کالای عمومی بستگی به نرخ پاسخگویی دارد. دلیل این امر، آن است که اول، افراد متعلق به قومیت و نژادهای مختلف، ترجیحات و انتخاب‌های مختلفی در مورد اینکه یک گروه چه باید انجام دهد یا چگونه باید حرکت کند و سایر عوامل دارد و بنابراین، یک هزینه در مشارکت با گروه‌های با نژادهای مختلف وجود دارد و دلیل دوم، وجود نفرت نسبت به قومیت‌های دیگر است (آلسینا و فرارا، ۲۰۰۰).

چنانچه تصمیم‌گیران بر اساس نفع یک گروه خاص تصمیم‌گیری نمایند نه بر اساس شایستگی، این تصمیم‌گیری منجر به انحراف از توزیع بهینه منابع و ناکارایی اقتصادی و بی‌ثباتی سیاسی می‌شود و از این طریق، اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد. چنانچه ناهمگونی منجر به بی‌ثباتی سیاسی و آشوب اجتماعی گردد، موجب کاهش سرمایه‌گذاری، بهره‌وری و افزایش مخارج دولت برای کاهش اختلاف می‌شود و تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد (گولدین و کاتز، ۱۹۹۹).

علاوه بر کانال‌های اثرگذاری که در بالا اشاره شد، ناهمگونی مذهبی و قومی می‌تواند از طریق کانال‌های غیر مستقیم نیز بر رشد اقتصادی تأثیرگذار باشد. برای مثال، وجود گروه‌های مختلف می‌تواند رفتار رانت جوینان را ترغیب کند که این موجب انتقال منابع از فعالیت‌های بهره‌ور به رقابت برای رانت شود (اریس، ۲۰۱۰)؛ که این امر نیز موجب انحراف از توزیع کارایی منابع و ناکارایی اقتصادی می‌شود و بر رشد، اثر منفی دارد. شبکه‌های اجتماعی متراکم‌تر، رانت خواران کمتری دارند و بنابراین، افراد در این شبکه‌ها وقت کمتری را صرف انجام فعالیت‌های رانت جوینان می‌کنند و لذا وقت بیشتری را به تولید اختصاص می‌دهند (عسگری و توحیدی‌نیا، ۱۳۸۶). مسیرهای اثرگذاری این متغیر با توجه به مباحث مطرح شده در این قسمت، در شکل (۱) خلاصه شده است.

شکل ۱. مسیرهای اثرگذاری ناهمگونی جمعیت بر رشد اقتصاد منطقه



مأخذ: یافته‌های تحقیق

با مرور مطالعات مربوط، دیده می‌شود که یک توازن^۱ بین مزایای ناهمگونی و هزینه‌های آن وجود دارد. ویلیامس و بارسادی^۲ (۱۹۹۷) دریافتند که ناهمگونی بیشتر منجر به اختلاف بیشتر و روابط کمتر می‌شود، اما کنترل آن ممکن است منجر به بهره‌وری بیشتر گردد. آلسینا و فرارا (۲۰۰۵) دریافتند در حالی که افزایش تنوع موجب افزایش نرخ رشد می‌شود اما ارتباط بین ناهمگونی و سطح درآمد در جوامع پیشرفته مثبت است؛ به این معنی که تنوع در سطوح بالای توسعه مفید است و مهارت‌های مکمل تنها زمانی که فرایند تولید به اندازه کافی بزرگ باشد- مانند اقتصادهای پیشرفته- مزایای بهره‌وری ایجاد می‌کند؛ زیرا جوامع ثروتمند، نهادهای توسعه یافته‌تری دارند که به آنها برای حل اختلافات ایجاد شده به دلیل ناهمگونی کمک می‌کند و آنها می‌توانند اثرات منفی ناهمگونی را مدیریت کنند.

۲. شاخص‌های اندازه‌گیری ناهمگونی جمعیت (قومی، مذهبی، نژادی و زبانی)

دو دسته شاخص برای کمی کردن ناهمگونی (نژادی، مذهبی، زبانی و قومی) ارائه شده است که عبارتند از شاخص پراکندگی و شاخص دو دستگی.

1. Trade-off

2. Williams & Barsade

۲-۱. شاخص پراکندگی^۱

شاخص پراکندگی در اصل توسط تیلور و هودسون^۲ (۱۹۷۲) مطرح و محاسبه شده است و به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$FRAC = 1 - \sum_{i=1}^N \pi_i^2 = \sum_{i=1}^N \pi_i (1 - \pi_i) \quad (1)$$

که در آن، π_i نسبت افرادی است که متعلق به گروه قومی i و N تعداد گروه‌ها است. این شاخص از پراکندگی قومی یک تفسیر ساده، به این صورت که احتمال اینکه دو نفر به صورت تصادفی از یک کشور مفروض انتخاب شود و متعلق به گروه‌های قومی مشابه نباشند، دارد (مونتالو^۳ و رینال کرول^۴، ۲۰۰۳). این شاخص عددی بین $[0,1]$ است. اگر منطقه به طور کامل همگن باشد، مقدار این شاخص صفر و اگر N زیاد باشد، مقدار این شاخص به سمت یک می‌رود. این شاخص برای تک تک ناهمگونی‌ها (قومی، زبانی، نژادی و مذهبی) باید به‌طور جداگانه محاسبه شود (اریس، ۲۰۱۰).

۲-۲. شاخص دودستگی^۵

شاخص دودستگی بر مبنای کار تئوریک استیبا و رای^۶ در سال ۱۹۹۷ استخراج شده و به صورت زیر است:

$$ER = K \sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^N \pi_i^{1+\alpha} \pi_j |Y_i - Y_j| \quad (2)$$

که K فاکتور مقیاس، $|Y_i - Y_j|$ فاصله بین گروه i و j ، π_j اندازه گروه j و α پارامتری بین صفر و $1/6$ و چنانچه K نرمالایز شود، شاخص دودستگی بین صفر و یک است. چنانچه فاصله بین دو گروه i و j ، بین گروه‌های مختلف یکسان باشد، $|Y_i - Y_j|$ از فرمول بالا حذف می‌شود. پارامتر α درجه حساسیت دودستگی در نظر گرفته می‌شود. اگر فاصله اقلیدسی بین گروه i و j $\delta(Y_i, Y) = |Y_i - Y_j|$ به فاصله گسسته تبدیل شود. شاخص دودستگی گسسته به صورت زیر خواهد بود:

1. Fragmentation Index
2. Taylor & Hudson
3. Montalvo
4. Reynal-Querol
5. Polarization Index
6. Esteban & Ray

$$DP(\alpha, K) = K \sum_{i=1}^N \sum_{j \neq i} \pi_i^{1+\alpha} \pi_j \quad (3)$$

تنها یک مقدار $K = 4$ شاخص DP را بین صفر و یک قرار می‌دهد. در نظر گرفتن سطح حساسیت دو دستگی یک ($\alpha=1$) این شاخص به شاخص دیگری که به RQ معروف است تبدیل می‌کند (مونتالو و ری^۱، ۲۰۰۲).

شاخص RQ ، شاخصی دیگر برای دودستگی است که توسط رینال کرول در سال ۲۰۰۲ معرفی شده است که به دو صورت زیر است:

$$RQ = 1 - \sum_{i=1}^N \left(\frac{0.5 - \pi_i}{0.5} \right)^2 * \pi_i$$

و یا

$$RQ = 4 \sum_{i=1}^N \pi_i^2 (1 - \pi_i) \quad (4)$$

هدف اصلی استفاده از این شاخص، آن است که نشان دهد تا چه حدی توزیع گروه‌های قومی، به شکل توزیع دو قطبی $(0.5, 0, 0, \dots, 0.5)$ است. این توزیع، بالاترین حد دو قطبی شدن را نشان می‌دهد (رینال کرول، ۲۰۰۲).

شاخص RQ در اصل از ایده هورویتز^۲ (۱۹۸۵) گرفته شده است که بیان می‌کند یک اکثریت بزرگ، بدترین وضعیت ممکن را دارد، که شاخص RQ در این حالت به حداکثر خود یعنی مقدار یک می‌رسد.

ناهمگونی جمعیت در استان‌های ایران توسط دو شاخص دودستگی و پراکندگی اندازه گیری شده^۳ که در جدول (۱) ارائه می‌گردد.

1. Montalvo & Ray

2. Horowitz

۳. این شاخص‌ها بر اساس آمار سرشماری نفوس و مسکن محاسبه شده که در این منابع آماری درصد جمعیت‌های دینی شامل مسلمانان، مسیحیان، کلیمیان، زرتشتیان و سایر اقلیت‌های مذهبی به تفکیک استان‌ها آورده شده است؛ اگرچه به دلیل نبود آمار قومیت‌ها به تفکیک در هر استان، محاسبه شاخص‌های دو دستگی و پراکندگی امکان‌پذیر نیست.

جدول ۱. رشد اقتصادی و ناهمگونی مذهبی (شاخص پراکندگی و دو دستگی) در استان‌های ایران

نام استان	۱۳۷۹			۱۳۸۵		
	ناهمگونی مذهبی (شاخص پراکندگی)	ناهمگونی مذهبی (شاخص دودستگی)	رشد اقتصادی ۱۳۷۸-۷۹	ناهمگونی مذهبی (شاخص پراکندگی)	ناهمگونی مذهبی (شاخص دودستگی)	رشد اقتصادی ۱۳۸۴-۸۵
کل کشور	۰.۰۰۵۷۲۰	۰.۰۱۹۰۷۱	۰.۱۶	۰.۰۱۱۲۴۹	۰.۰۲۱۸۹۱	۰.۲۳
آذربایجان شرقی	۰.۰۰۱۷۵۷	۰.۰۱۰۹۳۹	۰.۱۴	۰.۰۰۹۲۶۷	۰.۰۱۸۳۲	۰.۱۹
آذربایجان غربی	۰.۰۰۶۷۲۰	۰.۰۱۹۶۴۹	۰.۱۱	۰.۰۱۲۵۴۵	۰.۰۲۴۵۱۱	۰.۲۲
اردبیل	۰.۰۰۰۷۸۷۷	۰.۰۰۹۰۷۵	۰.۱۴	۰.۰۰۵۳۱۲	۰.۰۱۰۶۷۸	۰.۲۲
اصفهان	۰.۰۰۸۶۰۹	۰.۰۲۱۸۳۳	۰.۱۱	۰.۰۱۱۸۹۴	۰.۰۲۲۳۰۶	۰.۱۷
ایلام	۰.۰۰۱۰۶۷	۰.۰۰۶۷۱۱	۰.۲۱	۰.۰۱۰۶۱۳	۰.۰۲۱۱۸۵	۰.۳۱
بوشهر	۰.۰۰۲۴۷۵	۰.۰۰۷۵۵۶	۰.۳۱	۰.۰۱۴۲۰۴	۰.۰۲۶۹۱۲	۰.۱۲
تهران	۰.۰۱۵۸۰۱	۰.۰۴۲۲۲۴	۰.۱۹	۰.۰۱۸۸۳۲	۰.۰۳۶۵۵۴	۰.۲۰
چهارمحال و بختیاری	۰.۰۰۱۰۰۵	۰.۰۰۸۰۵۴	۰.۲۰	۰.۰۰۸۶۳۶	۰.۰۱۷۱۸۵	۰.۲۲
خراسان	۰.۰۰۱۶۲۹	۰.۰۱۱۴۲۶	۰.۱۵	۰.۰۰۷۲۲۶	۰.۰۱۴۱۸۷	۰.۲۵
خوزستان	۰.۰۰۳۲۸۲	۰.۰۱۴۱۶۰	۰.۰۶	۰.۰۱۰۶۸۵	۰.۰۲۰۶۵۹	۰.۱۷
زنجان	۰.۰۰۰۸۲۰	۰.۰۰۵۸۶۰	۰.۰۷	۰.۰۰۶۲۷	۰.۰۱۲۶۰۴	۰.۲۰
سمنان	۰.۰۰۲۹۷۵	۰.۰۱۶۳۸۴	۰.۱۸	۰.۰۱۱۶۲۹	۰.۰۲۲۱۲۸	۰.۲۰
سیستان و بلوچستان	۰.۰۰۲۰۶۵	۰.۰۰۹۳۳۸	۰.۱۵	۰.۰۱۰۲۲۳	۰.۰۲۰۲۵۸	۰.۱۱
فارس	۰.۰۰۵۸۷۴	۰.۰۱۹۱۹۷	۰.۱۸	۰.۰۱۱۵۴۷	۰.۰۲۱۷۱۹	۰.۲۱
قزوین	۰.۰۰۰۷۷۹	۰.۰۰۷۸۸۴	۰.۱۶	۰.۰۰۷۸۶۷	۰.۰۱۵۱۸۳	۰.۲۲
قم	۰.۰۰۰۷۷۹	۰.۰۱۱۱۳۰	۰.۲۰	۰.۰۰۷۴۱۳	۰.۰۱۴۸۳۷	۰.۱۵
کردستان	۰.۰۰۱۲۶۳	۰.۰۰۷۸۲۳	۰.۱۱	۰.۰۱۲۰۱۱	۰.۰۲۳۹۴۲	۰.۲۴
کرمان	۰.۰۰۳۸۱۴	۰.۰۱۴۹۷۶	۰.۰۲	۰.۰۱۰۱۵۵	۰.۰۲۰۰۰۶	۰.۳۱
کرمانشاه	۰.۰۰۱۸۴۸	۰.۰۱۰۵۴۰	۰.۱۹	۰.۰۰۷۴۵۴	۰.۰۱۴۵۹۵	۰.۱۸
کهگیلویه و بویراحمد	۰.۰۰۱۵۹۷	۰.۰۰۹۱۰۹	۰.۰۷	۰.۰۰۸۵۵۴	۰.۰۱۶۹۳۱	۰.۱۱
گلستان	۰.۰۰۱۲۸۳	۰.۰۰۷۱۴۱	۰.۱۰	۰.۰۰۶۸۵۲	۰.۰۱۲۸۶۴	۰.۱۴
گیلان	۰.۰۰۱۲۸۳	۰.۰۰۶۵۸۴	۰.۱۵	۰.۰۰۶۰۶۸	۰.۰۲۲۱۷۴	۰.۱۷
لرستان	۰.۰۰۱۰۴۸	۰.۰۰۷۲۷۴	۰.۱۸	۰.۰۰۷۶۱۱	۰.۰۱۵۲۲۴	۰.۲۴
مازندران	۰.۰۰۰۴۰۲۶	۰.۰۱۳۵۸۶	۰.۲۱	۰.۰۰۹۲۴۴	۰.۰۱۷۱۰۳	۰.۱۵
مرکزی	۰.۰۰۲۰۷۸	۰.۰۱۱۶۲۹	۰.۲۳	۰.۰۰۹۹۶۲	۰.۰۱۹۸۹۳	۰.۲۵
هرمزگان	۰.۰۰۱۷۰۷	۰.۰۱۱۰۴۳	۰.۱۹	۰.۰۰۷۶۱۵	۰.۰۱۵۰۳۳	۰.۱۳
همدان	۰.۰۰۱۴۵۳	۰.۰۰۷۱۷۲	۰.۲۱	۰.۰۰۷۸۱۲	۰.۰۱۵۴	۰.۲۲
یزد	۰.۰۱۲۱۲۶	۰.۰۳۱۴۸۵	۰.۲۱	۰.۰۱۶۰۸۹	۰.۰۳۴۸۹۳	۰.۲۶

مأخذ: محاسبات پژوهش با استفاده از آمار سرشماری نفوس و مسکن سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵ و حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران

۳. تحقیقات انجام شده

مونتالو و رینال کرول (۲۰۰۳) در مقاله‌ای تحت عنوان "دو دستگی قومی، درگیری‌های بالقوه و جنگ‌های داخلی"، به بررسی ارتباط ناهمگونی قومیتی و درگیری‌های اجتماعی پرداختند. برای بررسی چنین ارتباطی از شاخص‌های دودستگی و پراکندگی قومیتی در این مقاله استفاده شده است. در این مقاله، به طور کامل شاخص دودستگی و پراکندگی با یکدیگر مقایسه شده‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل این مقاله نشان می‌دهد که ناهمگونی قومیتی بر جنگ‌های درونی اثر مثبت دارد.

آلسینا و و فرارا (۲۰۰۵) در مقاله‌ای تحت عنوان تنوع قومی و عملکرد اقتصادی، به بررسی تأثیر ناهمگونی قومی بر عملکرد اقتصادی در سطح ملی و منطقه‌ای پرداختند. در این مقاله، یک چارچوب تئوریک ساده مطرح شده است که مهارت‌های افراد از گروه‌های مختلف قومی، تنوع تولید کالای خصوصی را افزایش داده و افزایش تنوع موجب افزایش بهره‌وری گردیده، اما از طرف دیگر، مطلوبیت افراد علاوه بر مصرف کالای خصوصی، بستگی به مصرف کالای عمومی نیز دارد و به دلیل اینکه گروه‌های قومی مختلف، ترجیحات مختلفی بر تهیه کالای عمومی دارند، تنوع بیشتر، مطلوبیت مصرف کالای عمومی را کمتر می‌کند. اندازه بخش عمومی و تعداد بهینه گروه‌های ناهمگون توسط مبادله بین این نیروها مشخص شده‌است. آنها دریافتند در حالی که افزایش تنوع موجب کاهش نرخ رشد می‌شود اما ارتباط بین ناهمگونی و سطح درآمد در جوامع پیشرفته مثبت است؛ به این معنی که تنوع می‌تواند در سطوح بالای توسعه مفید باشد و مهارت‌های مکمل، تنها زمانی که فرایند تولید به اندازه کافی بزرگ باشد- مانند اقتصادهای پیشرفته- مزایای بهره‌وری ایجاد می‌کند؛ زیرا جوامع ثروتمند نهاده‌های توسعه یافته‌تری دارند که به آنها برای حل اختلافات ایجاد شده به دلیل ناهمگونی کمک می‌کند و آنها می‌توانند اثرات منفی ناهمگونی را مدیریت کنند. آلسینا و فرارا برای نشان دادن هزینه‌ها و منافع ناهمگونی به ارائه یک مدل ساده پرداختند. نتایج مدل نشان می‌دهد که جوامع با ناهمگونی بیشتر ممکن است بهره‌وری بالاتری در تولید کالای خصوصی داشته ولی مالیات و کالای عمومی کمتری داشته باشند. البته نویسندگان بیان می‌کنند که منافع ناهمگونی در تولید به دلیل تنوع در مهارت‌ها به احتمال زیاد مربوط به جوامع پیشرفته است که به دلیل داشتن نهاده‌های قانونی می‌توانند هزینه‌های ناهمگونی را کاهش دهند؛ در حالی که در اقتصادهای ضعیف، ناهمگونی ممکن است که از نقطه نظر بهره‌وری مفید نباشد.

رانتا و همکاران^۱ (۲۰۰۹) در مقاله‌ای تحت عنوان "آیا ناهمگونی برای رشد اقتصادی بد است؟" با استفاده از داده‌های ۴۸ ایالت آمریکا به بررسی اثرات ناهمگونی زبانی، مذهبی و نژادی بر رشد محصول ناخالص سرانه ایالت‌ها پرداخته‌اند. آنها برای بررسی این موضوع از مدل همگرایی مشروط استفاده کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که تمایز نژادی و مذهبی، رشد تولید ناخالص ایالت‌ها را کاهش و تمایز زبانی، رشد تولید ناخالص ایالت‌ها را افزایش می‌دهد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که به دلیل اینکه زبان انگلیسی به کرات توسط غیر بومیان نیز استفاده می‌شود، به همین دلیل اثر ناهمگونی‌های مذهبی و نژادی بیش از ناهمگونی زبانی بر رشد اقتصادی مشهود است.

راپاسینقا و چیلتون^۱ (۲۰۰۹) در مقاله‌ای تحت عنوان "گرایش‌های مذهبی و رشد اقتصادی ایالتی در آمریکا"، به بررسی اثر مذهب و تنوع مذهبی بر رشد اقتصادی در آمریکا با استفاده از ۳ هزار داده پرداختند. آنها برای بررسی این فاکتورها از مدل رشد همگرایی شرطی بارو با در نظر گرفتن اثرات همسایگی و دو تکنیک حداقل مربعات سه مرحله‌ای و متغیر ابزاری «3SLS-IV» استفاده کردند. متغیرهای مورد استفاده در این مقاله، عبارتند از: درآمد سرانه اولیه برای در نظر گرفتن اثر همگرایی، سطح تحصیلات به عنوان پروکسی برای ذخیره سرمایه انسانی (درصد جمعیت بالای ۲۵ سال یا بالاتر در سال ۱۹۹۰ با تحصیلات کارشناسی یا یک درجه تخصصی)، سرانه بزرگراه‌های دولتی و مخارج تحصیلات و سرانه مالیات محلی، به ترتیب، به عنوان معیار فعالیت عمومی و مالیات، تنوع مذهبی که برای اندازه‌گیری آن از شاخص پراکندگی استفاده شده و متغیر گرایش‌های مذهبی است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که ارتباط منفی و معنادار بین رشد اقتصادی و گرایش‌های مسیحی، کاتولیک و پروتستان وجود دارد؛ در حالی که ارتباط بین پروتستان انجیلی و رشد اقتصادی مثبت اما بی‌معنا است. همچنین تنوع مذهبی بر رشد اقتصادی در هر دو روش حداقل مربعات معمولی و حداقل مربعات سه مرحله‌ای-متغیر ابزاری، تأثیر منفی دارد.

اریس (۲۰۱۰) در مقاله‌ای تحت عنوان "ناهمگونی جمعیت و رشد"، به بررسی ارتباط بین ناهمگونی نژادی، زبانی و مذهبی و رشد اقتصادی بین ۷۲ کشور طی سال‌های ۹۲-۱۹۶۰ پرداخته و شاخص‌های مختلفی از جمله شاخص پراکندگی^۲ و شاخص دودستگی^۳ برای کمی کردن اختلاف نژادی، زبانی و مذهبی را در آن به کار برده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که چنانچه شاخص پراکندگی برای کمی کردن ناهمگونی‌های نژادی، زبانی و مذهبی استفاده شود، این ناهمگونی‌ها اثر منفی بر رشد اقتصادی دارند که نتایج آن منطبق بر تئوری‌های موجود در این زمینه بوده اما زمانی که شاخص دودستگی استفاده شود، اثرات ناهمگونی‌ها قابل تردید است و منطبق با تئوری‌های موجود نیست.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Rupasingha & Chilton
2. Fragmentation Index
3. Polarization Index

۴. تصریح مدل

برای بررسی اثر متغیر ناهمگونی جمعیت بر رشد اقتصادی به پیروی از راپاسینقا و چیلتون^۱ (۲۰۰۹) از مدل رشد همگرایی شرطی بارو استفاده شده است. شکل عمومی مدل همگرایی بتا به صورت می باشد:

$$\frac{1}{\tau} [Ln(Y_{i,t}) - Ln(Y_{i,t-\tau})] = \beta_1 Ln(Y_{i,t-\tau}) + \beta_2 Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

که در آن، متغیر وابسته متوسط رشد اقتصادی طی دوره زمانی $t - \tau$ تا t ، β_1 ضریب همگرایی، $Ln(Y_{i,t-\tau})$ متغیر همگرایی و $Z_{i,t}$ برداری از متغیرهای کنترل کننده رشد اقتصادی می باشد که در این مقاله سرمایه انسانی سرانه و مخارج عمرانی سرانه دولت در استان می باشد. $\varepsilon_{i,t}$ خطای تصادفی است. با استفاده از معادله (۵)، معادله پویای زیر به دست می آید:

$$Ln(Y_{i,t}) = \xi_1 Ln(Y_{i,t-\tau}) + \beta_2 Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

در معادله (۶)، $Ln(Y_{i,t})$ و $Ln(Y_{i,t-\tau})$ به ترتیب، لگاریتم درآمد سرانه کشور i در زمان های t و $t - \tau$ ، ضریب ξ_1 برابر با $1 + \beta_1$ و تعریف سایر متغیرها مانند قبل است. هنگامی که در مدل داده های تلفیقی، متغیر وابسته به صورت وقفه در طرف راست ظاهر می شود، دیگر برآوردهای OLS سازگار نیست (هیشائو^۲، آرانوو باند^۳ و بالتاجی، ۱۹۹۵) و باید به روش های برآورد دو مرحله ای 2SLS (اندرسون و هیشائو^۴) یا گشتاورهای تعمیم یافته GMM آرانوو و باند (۱۹۹۱) متوسل شد. ماتياس و سوستر^۵ بیان می کنند که برآورد 2SLS ممکن است به دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس های بزرگ برای ضرایب به وجود آورد و برآوردها از لحاظ آماری معنی دار نباشد. بنابراین روش GMM توسط آرانوو و باند برای حل این مشکل پیشنهاد شده است. این تخمین زن از طریق کاهش تورش نمونه، پایداری تخمین را افزایش می دهد. با توجه به این مباحث، در این مقاله معادله (۷) توسط روش GMM برای ۲۸ استان ایران طی سال های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵ برآورد گردیده است:

$$\frac{1}{\tau} [Ln(Y_{i,t}) - Ln(Y_{i,t-\tau})] = \beta_1 Ln(Y_{i,t-\tau}) + \beta_2 LnHum_{i,t} + \beta_3 LnCG_{it} + \beta_4 D_{it} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

در چارچوب معادله (۷)، متغیرهای توضیحی مورد بررسی عبارتند از:

1. Rupasingha & Chilton
2. Hsiao
3. Arrelano and Bonad
4. Anderson and Hsiao
5. Matyas sevestre

۱) لگاریتم تولید سرانه هر کارگر در ابتدای دوره ($Ln(Y_{i,t-\tau})$): ضریب این متغیر به عنوان ضریب همگرایی تفسیر می‌شود و انتظار می‌رود علامت آن منفی و بین صفر و ۱- باشد. منفی بودن این ضریب، نشانگر آن است که طی دوره زمانی مورد بررسی، رشد استان‌های کم درآمد، بیشتر از استان‌های با درآمد بالا است.

۲- لگاریتم سرمایه انسانی سرانه ($LnHum_{i,t}$): آبراموویتز^۱ (۱۹۸۶) و لوکاس^۲ (۱۹۹۳) معتقدند که مناطق دارای سرمایه انسانی بالاتر، توانایی بیشتری برای جذب و اختراع فناوری دارند. بنابراین انتظار می‌رود سرمایه انسانی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته باشد.

۳- لگاریتم مخارج عمرانه سرانه دولت ($LnCG_{it}$): بر اساس مباحث بارو و سالا- آی مارتین^۳ (۱۹۹۵) مخارج دولت در بخش‌های مولد مانند آموزش و زیر ساخت‌ها اثر مثبت بر رشد منطقه دارد.

۴- شاخص ناهمگونی مذهبی (D_{it}): برای ساختن شاخص ناهمگونی مذهبی از شاخص دو-دستگی و پراکندگی مذهبی استفاده شده است. ناهمگونی جمعیتی از طرفی موجب اختلاف ترجیحات و تبعیض شده و در نتیجه، منجر به سیاست‌های ضد بهره‌وری و کاهش رشد مناطق می‌شود. از سوی دیگر، ترکیب قومی و مذهبی، منافعی شامل تنوع در توانایی‌ها، تجربه‌ها و فرهنگ‌ها به همراه دارد که ممکن است به بهره‌وری، خلاقیت و نوآوری منجر و موجب افزایش رشد اقتصادی مناطق شود و بنابراین، در هر جامعه‌ای با قومیت‌ها و مذاهب مختلف، مبادله‌ای بین منافع و هزینه‌های ناهمگونی جمعیت وجود دارد و ضریب این متغیر می‌تواند مثبت و یا منفی باشد.

اطلاعات و آمار مورد استفاده در این تحقیق از آمار تولید منطقه‌ای، آمارنامه کل کشور و سرشماری نفوس و مسکن سال ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵ از سایت مرکز آمار ایران گردآوری و برای ساختن شاخص ناهمگونی مذهبی از شاخص دو دستگی و پراکندگی مذهبی استفاده شده و برای ساختن شاخص سرمایه انسانی هر استان از میزان سطوح تحصیلات نیروی کار در استان‌های مختلف استفاده شده است، به طوری که نیروی کار موجود در هر استان بر حسب سطح تحصیلات به ۵ دسته تقسیم شد که به هر کدام، وزن‌های ۱ تا ۵ داده شد تا میزان ارزش سرمایه انسانی برای استان‌ها در سال‌های مختلف اندازه‌گیری شود. امتیاز دهی این پنج بخش به این صورت بوده است که سوادآموزی و ابتدایی امتیاز ۱، راهنمایی امتیاز ۲، متوسطه امتیاز ۳، پیش دانشگاهی امتیاز ۴ و

1. Abramovitz

2. Lucas

3. Barro and Sala-i- Martin

تحصیلات عالی امتیاز ۵ گرفته و عدد به دست آمده، بر جمعیت کل استان تقسیم شده و میزان سرمایه انسانی سرانه هر استان به دست می‌آید.

۴-۱. برآورد مدل

روش برآورد در این تحقیق، روش داده‌های تابلویی پویا است. قبل از برآورد مدل لازم است که مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. برای بررسی مانایی داده‌های پانل می‌توان از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولی تعمیم یافته (ADF)، لوین، لین و چو (LLC)، دیکی فولر تعمیم یافته فیشر (ADFF) و فیلیپس، پرون و فیشر (PPF)، ایم، پسران و شین (IPS) و بریتانگ و هادری و ... استفاده کرد. اما در این مقاله، به دلیل کوتاه بودن بعد زمانی داده‌های پانل، نتایج آزمون ریشه واحد معتبر نمی‌باشد (بالتاجی، ۲۰۰۵، ص ۲۴۷)^۱. بنابراین نیازی به آزمون ریشه واحد نمی‌باشد.

نتایج برآورد مدل رشد (۷) در جدول (۱) ارائه شده است. در تخمین مدل‌های رشد برای بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها^۲ از آزمون سارگان^۳ استفاده شده است. در این آزمون، فرضیه صفر حاکی از عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلاص و مقدار احتمال آماره آزمون سارگان در هر دو مدل به ترتیب، برابر با ۰/۴۰۵۳ و ۰/۳۷۰۸ است. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلاص را نمی‌توان رد کرد و می‌توان چنین نتیجه گرفت که ابزارهای مورد استفاده برای تخمین از اعتبار لازم برخوردارند.

۱. بالتاجی عنوان می‌کند که در مطالعات اقتصادسنجی، آزمون‌های ریشه واحد مبتنی بر داده‌های پانل بسیار قوی‌تر از داده‌های سری زمانی است، اما در حالتی که T کوچک است، این آزمون‌ها دارای قدرت پایینی می‌باشند. وی بیان می‌کند که آزمون‌های LLC و IPS نیاز دارند که $T \rightarrow \infty$ یعنی $\frac{N}{T} \rightarrow 0$ به عبارت دیگر، N باید به اندازه کافی نسبت به T کوچک باشد (بالتاجی، ۲۰۰۵، ص ۲۴۳). لوین، لین و چو پیشنهاد می‌کنند که آزمون ریشه واحد پانل آنها، برای پانل‌های با اندازه متوسط (N بین ۱۰ و ۲۵۰) و (T بین ۲۵ و ۲۵۰) استفاده شود (بالتاجی، ۲۰۰۵، ص ۲۴۱).

۲. متغیرهای ابزاری در این مدل وقفه متغیر وابسته و متغیر مخارج عمرانی دولت و سرمایه انسانی بوده است.

3. Sargan test

جدول ۱. نتایج برآورد مدل رشد برای ۲۸ استان ایران طی دوره ۸۵-۱۳۷۹ به روش GMM

متغیرها	مدل I	مدل II
C	۰/۰۳۱ ۰/۸۱ (۰/۴۱۶)	۰/۱۴۸ ۱/۷۹ (۰/۰۷۴)
LHum	۰/۰۱۰ ۱/۸۲ (۰/۰۶۹)	۰/۰۱۱ ۲/۰۸ (۰/۰۳۷)
LCG	۰/۱۵۹ ۱/۹۷ (۰/۰۴۹)	۰/۱۴۷ ۱/۸۹ (۰/۰۵۸)
Ly79	-۰/۰۰۲۲ -۲/۰۱ (۰/۰۴۵)	-۰/۰۰۲۲ -۲/۰۰ (۰/۰۴۹)
D1	-۰/۰۰۵۵ -۱/۸۰ (۰/۰۷۳)	
D2		-۰/۱۲۹ -۲/۰۵ (۰/۰۴۱)
آزمون سارگان	۷/۲۳ ۰/۴۰۵۳	۷/۵۸ ۰/۳۷۰۸
والد	۳۱/۹۰	۳۳/۴۷

مأخذ: محاسبات پژوهش

مقادیر ردیف اول هر متغیر ضریب متغیر در مدل و مقادیر ردیف دوم مقدار آماره t و مقادیر داخل پرانتز مقدار احتمال است.

تعداد مشاهدات = ۱۴۰

طبق جدول (۱) دو مدل رشد تخمین زده شده و تفاوت این دو مدل در استفاده از شاخص ناهمگونی است به این صورت که در مدل رشد I شاخص پراکندگی و در مدل II شاخص دودستگی جمعیت برای اندازه گیری ناهمگونی مذهبی مورد استفاده قرار گرفته است.

در مدل I، چهار متغیر، لگاریتم سرمایه انسانی سرانه (LHum)، لگاریتم درآمد سرانه سال ۱۳۷۹ (Ly79) و لگاریتم مخارج عمرانی سرانه دولت در استان های مختلف (LCG) و شاخص پراکندگی مذهبی جمعیت (D1) بر رشد منطقه مؤثر هستند. طبق جدول (۱) دو متغیر لگاریتم سرمایه انسانی سرانه و لگاریتم مخارج عمرانی سرانه دولت، اثر مثبت بر رشد منطقه داشته و از نظر آماری در سطح ۷ درصد اهمیت معنادار هستند. علامت این دو متغیر مطابق با انتظارات تئوریک

است؛ به این صورت که مناطق با سرمایه انسانی بالاتر، توانایی بیشتری برای جذب اختراع و فناوری دارند که امکان افزایش تولید و ارزش افزوده را فراهم می آورد. همچنین با افزایش مخارج عمرانی دولت در مناطقی که عمدتاً در بخش های مولدی مانند آموزش و زیر ساخت ها هزینه می شود نیز افزایش رشد منطقه را در پی خواهد شد.

در این مدل، ضریب لگاریتم درآمد سرانه سال ۱۳۷۹ منفی و از نظر آماری معنادار و منفی و معنی دار بودن ضریب این متغیر، نشان دهنده همگرایی درآمد سرانه به سمت یک حالت پایدار و رشد سریعتر استان های کم درآمد نسبت به استان های با درآمد بالا است.

متغیر ناهمگونی مذهبی (شاخص پراکندگی مذهبی)، تأثیر منفی بر رشد منطقه داشته و از نظر آماری در سطح ۷ درصد اهمیت معنادار است. طبق مباحث ارائه شده در قسمت مبانی نظری، در هر جامعه ای مبادله ای بین منافع تنوع و ناهمگونی و هزینه های ناهمگونی یک جامعه با قومیت ها و مذاهب مختلف وجود دارد. بنابراین جهت تأثیر گذاری متغیرهای ناهمگونی مذهبی می تواند مثبت یا منفی باشد که علامت منفی این متغیر در ایران بیان می کند که هزینه های ناهمگونی بر منافع آن غالب بوده است.

مدل رشد II، مشابه مدل رشد I است، تنها تفاوت این مدل در شاخص ناهمگونی مذهبی است که در این مدل متغیر شاخص دودستگی مذهبی در نظر گرفته شده است. نتایج برآورد این مدل حاکی از آن است که متغیرهای لگاریتم سرمایه انسانی سرانه «LHum» و لگاریتم مخارج عمرانی سرانه دولت در استان های مختلف «LCG» دارای تأثیر مثبت و در سطح اهمیت ۵ درصد معنادار است. متغیر دودستگی مذهبی و لگاریتم درآمد سرانه سال ۱۳۷۹ نیز دارای تأثیر منفی و معنادار در سطح اهمیت ۵ درصد می باشد.

۵. جمع بندی و پیشنهادات

نتایج برآورد نشان می دهد که:

- ۱- اثر ناهمگونی مذهبی بر رشد اقتصادی منفی و معنادار است. همان گونه که در قسمت مبانی نظری مطرح شد، ناهمگونی جمعیت اول، بر استراتژی مکان گزینی افراد و بنگاه ها تأثیر گذار است و مانعی برای انتشار اطلاعات و مبادله و تعاملات می باشد (اریس، ۲۰۱۰). دوم، ناهمگونی جمعیت بر سیاست های دولت نیز تأثیر گذار است. ناهمگونی جمعیت اغلب موجب اعمال و اجرای سیاست های ضعیف و ناکارآمد می شوند (مونتالو و رینال کور، ۲۰۰۵). چنانچه تصمیم گیران بر اساس نفع یک گروه خاص تصمیم گیری نمایند نه بر اساس شایستگی، این تصمیم گیری منجر به انحراف از توزیع بهینه منابع و ناکارایی اقتصادی و بی ثباتی سیاسی می شود و از این طریق، اثر

منفی بر رشد اقتصادی دارد. چنانچه ناهمگونی منجر به بی‌ثباتی سیاسی و آشوب اجتماعی گردد، موجب کاهش سرمایه‌گذاری، بهره‌وری و افزایش مخارج دولت برای کاهش اختلاف می‌شود و تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد (گولدین و کاتز، ۱۹۹۹). همچنین گروه‌های مختلف می‌توانند رفتار رانت جویانه را ترغیب کنند که موجب انتقال منابع از فعالیت‌های بهره‌ور به رقابت برای رانت شود (اریس، ۲۰۱۰). که این امر نیز موجب انحراف از توزیع کارای منابع و ناکارایی اقتصادی می‌شود و بر رشد اثر منفی دارد.

۲- سرمایه انسانی اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی منطقه دارد. جهت تأثیرگذاری این متغیر، مطابق با انتظارات تئوریک است؛ زیرا نیروی انسانی کارآمد، امکان افزایش تولید و ارزش افزوده را فراهم می‌آورد. سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و افزایش سهم آن در کل سرمایه‌گذاری کشور، باعث بهره‌برداری بهتر از سرمایه فیزیکی می‌گردد و عامل مهمی در فرایند رشد و توسعه اقتصادی منطقه به شمار می‌رود.

۳- متغیر لگاریتم درآمد سرانه در سال ۱۳۷۹ در هر سه مدل، دارای ضریب منفی است. منفی بودن این ضریب، فرضیه همگرایی بین استان‌های ایران را تأیید می‌کند که رشد استان‌های کم درآمد، بیشتر از استان‌های با درآمد بالا است.

۴- مخارج عمرانی دولت دارای تأثیر مثبت بر رشد منطقه است. جهت تأثیرگذاری این متغیر مطابق با انتظارات تئوریک است. با افزایش مخارج عمرانی دولت، زیر ساخت‌ها در منطقه بهبود می‌یابد و موجب رشد منطقه می‌گردد.

نتیجه مهم این تحقیق، تأثیر منفی ناهمگونی جمعیت بر رشد اقتصادی استان‌ها است؛ به این معنی که هزینه ناهمگونی بر منافع ناهمگونی غالب شده است و بنابراین، برای کاهش هزینه‌های ناهمگونی و تقویت منافع می‌توان با افزایش پیوند بین قومیت‌ها و مذاهب مختلف در ایران، اعتماد بین آنها را تقویت و هزینه مبادله و هزینه جمع‌آوری اطلاعات (به دلیل افزایش اعتماد بین این گروه‌ها) را کاهش داد تا فضای مبادله و تعاملات گسترش یابد. با افزایش مبادله بین گروه‌ها، ارتباط بین کارگران و بنگاه‌ها افزایش یافته و موجب انتشار ایده‌ها و ابداعات تکنولوژی می‌شود و این امر موجب گسترش تکنولوژی و تجمع نهاده‌ها و بنگاه‌ها می‌گردد و بهره‌وری عوامل را افزایش داده و در کنار تنوع در توانایی‌ها، تجربه‌ها و فرهنگ‌ها که ناهمگونی جمعیت دارد که می‌تواند بهره‌وری و خلاقیت و نوآوری را افزایش دهد و تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی منطقه داشته باشد.

فهرست منابع

- اکبری، نعمت اله و موید فر، رزیتا (۱۳۸۳) بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان های کشور (یک رهیافت اقتصاد سنجی فضایی)؛ فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، شماره ۱۳، پاییز.
- جونز، چارلز اروینگ (۱۳۷۹) مقدمه‌ای بر رشد اقتصادی؛ ترجمه حمید سهرابی و غلامرضا گرای نژاد، انتشارات سازمان مدیریت و برنامه ریزی.
- Avramovitz, M. (1986) Catching Up, forging Ahead, and Falling Behind; The Journal of Economic History, 46(2): 385-406.
- Alesina, A. & La Ferrara, E. (2002) Who trusts other?; Journal of Public Economics 85: 207-234.
- Anderson, G. M. (1988) Mr. Smith and the preachers: the economics of religion in the wealth of nations; Journal of Political Economy: 1066-88.
- Azzi, C. & Ehrenberg, R. (1975) Household allocation of time and church attendance; Journal of Political Economy 83: 27-53.
- Barro, R. J. & McCleary, R. M. (2003) Religion and economic growth across countries; American Sociological Review 68: 760-781.
- Baltagi, B. H. (1995) Econometrics analysis of panel Ddata; London: John Wiely & Sons Ltd.
- Conroy, H. and G. Demombynes (2008) Density, distance, and division in Latin America and the Caribbean: Analysis with a Unified Local-Level Economic Welfare Map.
- Barro, Robert J., and Xavier Sala-i-Martin (1991) Economic Growth and Convergence across the United States; Working Paper 3419 National Bureau of Economic Research
- Barro, Robert J., and Xavier Sala-i-Martin (1995) Economic Growth; New York: McGraw Hill.
- Easterly, W. and R. Levine (1997) Africa's growth tragedy: policies and ethnic divisions; Q J Econ. 112: 1203-50.
- Eris, M. (2010) Population heterogeneity and growth; Economic Modelling, vol. 27, issue 5, pages 1211-1222
- Goldin, C. & Katz, L. (1999) Human capital and social capital: the rise of secondary school in America, 1910 to 1940; Journal of Interdisciplinary History 29: 683-723.
- Coleman, J. S. (1990) Foundations of social theory; Harvard University Press.
- Grafton, R. Q., T. Kompas and D. P. Owen (2007) Bridging the barriers: knowledge connections, productivity and capital accumulation; Journal of Productivity Analysis 27(3): 219-231.
- Lipford, J. W. & Tollison, R. D. (2003) Religious participation and income; Journal of Economic Behavior & Organization 51: 249-60.

- Mino, K. (2006) Voracity vs. scale effect in a growing economy without secure property rights; *Economics Letters*, No. 93: 278-84.
- Ratna, N., R. Grafton and T. Kompas (2009) Is diversity bad for economic growth? Evidence from state-level data in the US.; *The Journal of Socio-Economics* 38: 859-70.
- Rupasingha, A. and B. Chilton (2009) Religious adherence and county economic growth in the US; *Journal of Economic Behavior & Organization* 72: 438-50.
- Torgler, B. (2006) The importance of faith: tax morale and religiosity; *Journal of Economic Behavior & Organization* 61: 81-109
- Van Den Berg, H. (2001) *Economic Growth and Development*; MC Graw Hill.
- World Bank (2009) *World development report: Reshaping economic geographic*; Washangton DC press.

