فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال بیست و دوم ـ شماره سوم ـ پاییز ۱۴۰۱ ـ صفحات ۲۴۳-۲۱۷

ارزیابی کیفیت، برابری و فراگیری آموزش بر توسعه پایدار در استان‌های ایران

مبینا زارعی[۱]
سید پرویز جلیلی کامجو[۲]
مسعود جلیلی[۳]
یونس نادمی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۱۶ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۱/۲/۱۲

چکیده

هدف از انجام این پژوهش، ارزیابی تأثیر متغیرهای آموزش برابر، آموزش فراگیر، ترویج فرصت‌ها و آموزش باکیفیت بر توسعه پایدار در بین خانوارهای شهری در استان‌های ایران در دوره ۱۳۹۸-۱۳۹۰ است. در این پژوهش، از پانل پویای تصادفی با کاربرد مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی دوربین SGMM-DPD-SDM با کاربرد ضرایب دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل- باند، به‌منظور برآورد مدل اقتصادسنجی، همچنین برای تعیین ماتریس مجاورت، از روش مجاورت و همبستگی در قالب یک ماتریس مربعی ۳۰ در ۳۰ استفاده شده، و نتایج، نشان می‌دهد که ضریب برآوردی وقفه زمانی درآمد سرانه، مثبت و معنادار است. مشاهده می‌شود که میانگین وزنی درآمد سرانه هر استان، بر درآمد سرانه استان مورد مطالعه، مؤثر بوده، به‌طوری‌که هر چه استانهای مجاور، درآمد سرانه بالاتری داشته باشند، درآمد سرانه آن استان نیز بیشتر خواهد بود و میزان اثرگذاری آن به مقدار ۱/۰۴ است. ضرایب برآورد شده برای متغیرهای آموزش برابر، آموزش فراگیر، ترویج فرصت‌ها و آموزش باکیفیت، دارای اثر مثبت بر توسعه پایدارند. همچنین این متغیرها، دارای اثرات مجاورت و فضایی بر درآمد سرانه هستند. در بین متغیرهای فضایی دوربین، همه متغیرها معنادارند که نشان‌دهنده وجود و تأیید اثر فضایی متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته است.

واژگان کلیدی: آموزش، توسعه پایدار، آرلانو- باور/بوندل –باند دومرحله‌ای، SGMM-DPD فضایی دوربین

طبقه‌بندی JEL: A20, Q01, L68, C33

---

۱. دکتری اقتصاد، مدرس دانشکده علوم انسانی، دانشگاه زنجان، ایران (نویسنده مسئول)
Mobina.zarei_23@yahoo.com
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آیت ا... بروجردی، لرستان، ایران Parviz.jalili@abru.ac.ir
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد، دانشگاه آیت ا... بروجردی، لرستان، ایران
masoudjalili26@gmail.com
۴. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آیت ا... بروجردی، لرستان، ایران .younesnademi@abru.ac.ir

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

۱. مقدمه

هر کشوری به‌دنبال رشد و توسعه اقتصادی است؛ دلیل آنهم، دستیابی به منافع و مزایای فراوانی است که می‌تواند با رشد و توسعه، به آن برسد. در الگوهای رشد، نخستین عامل تأثیرگذار بر توسعه اقتصادی، عامل سرمایه است. به این صورت که هرچه عامل سرمایه در کشوری بیشتر باشد، انتظار می‌رود آن کشور توسعه‌یافته‌تر باشد؛ اما تجربه در کشورهای دیگر، نشان داد که علاوه بر عامل سرمایه و نیروی کار، عوامل دیگری نیز مانند آموزش، می‌تواند به‌عنوان متغیر اصلی در مدل‌های الگوی رشد وارد شود (جهانگرد، ۲۰۰۵). به‌همین منظور، توجه به آموزش، اهمیت خاصی دارد.

با آموزش دادن نیروی کار می‌توان آن را به سرمایه انسانی تبدیل کرد که این آموزش شامل مهارت‌های موردنیاز برای یک اقتصاد سنتی یا مدرن است و قدرت بهره‌وری افراد را افزایش می‌دهد. آموزش فنی، از طریق مهارت در نیروی کار و بالا بردن قدرت تولید، درآمد را افزایش می‌دهد؛ بنابراین، آموزش است که می‌تواند قدرت تولید نیروی کار را بالابرده و به رشد و شکوفایی اقتصاد، چه در سطح کشور و چه در سطح استانی، منجر شود. نیروی کار آموزش‌دیده، به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ظرفیت-های موجود در جامعه برای توسعه اقتصادی هر کشور محسوب می‌شود.

یکی از نشانه‌های رشد و توسعه اقتصادی کشورها، همگن بودن مناطق مختلف آن است. ناهمگنی موجود در بین مناطق مختلف یک کشور، از نشانه‌های توسعه‌نیافتگی آن کشور محسوب می‌گردد. در بیشتر مطالعات صورت گرفته، تأثیر آموزش و ترویج فرصت‌های یادگیری بر توسعه اقتصادی ایران به‌صورت استانی، بررسی نشده است. لذا ضرورت دارد تا برای رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی استان‌های کشور، به اهمیت بیشتر آموزش و ترویج آن در مناطق مختلف، اشاره کرد و مطالعه‌ای تحت این عنوان، صورت گیرد.

۲. مبانی نظری

آموزش‌وپرورش به‌عنوان یک‌نهاد اجتماعی، وظیفه تعلیم و تربیت کودکان و نوجوانان یک جامعه را بر عهده دارد که در ادبیات توسعه از آن، به‌عنوان توسعه انسانی یاد می‌کنند. می‌توان گفت که نقش آموزش‌وپرورش در ساختن انسان‌های آگاه و پویا، بر هیچ صاحب‌نظری پوشیده نیست و همگی بر تأثیر آموزش‌وپرورش تأکید دارند. آموزش، یکی از ارکان مهم تسلط بر تکنولوژی و به دست آوردن دستاوردهای علمی است. جامعه شناسان آموزش‌وپرورش، کارکردهای آموزش را از دیدگاه جامعه‌شناختی موردبررسی قرار داده‌اند و کارکردهای آن را جامعه‌پذیری، فرهنگ پذیری، نظارت

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

اجتماعی، انسجام و یگانگی اجتماعی و نوآوری و همچنین تغییرات در نظر گرفته‌اند (آل‌عمران و همکاران، ۱۳۹۸).

اقتصاددانان، در پاسخ به این سؤال که آیا آموزش‌وپرورش می‌تواند موجب توسعه پایدار شود، از سه نوع سرمایه: فیزیکی، مالی و انسانی یاد می‌کنند. اهمیت سرمایه انسانی، از آن‌جهت بیشتر است که می‌تواند از سرمایه‌های دیگر در جهت توسعه، بهره‌برداری کند علی و همکاران Ali *et al.*, (2018). برای رسیدن به توسعه، عامل انسانی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است که می‌توان آن را هم عامل و هم هدف توسعه دانست. به‌عبارت‌دیگر، انسان‌ها از طریق آموزش و بهره‌وری، عامل توسعه و موجبات پیدایش توسعه را فراهم می‌کنند. آموزش‌وپرورش با دگرگون کردن طرز نگرش و تفکر افراد و تربیت آنها می‌تواند بزرگ‌ترین خدمت را به توسعه نماید؛ چراکه موانع فرهنگی، یکی از دلایل عمده عقب‌ماندگی در جوامع توسعه‌نیافته است. به‌عنوان‌مثال، در این کشورها، درک درستی از رشد و توسعه وجود ندارند و از این امر، غافل هستند. آموزش‌وپرورش می‌تواند با تغییر نگرش و یا اصلاح دیدگاه و طرز فکر افراد، بزرگ‌ترین کمک را به توسعه جوامع عقب‌مانده نماید. در توسعه جوامع پیشرفته اهمیت آموزش نیروی انسانی به حدی است که مبالغ بالایی از بودجه را به امر تحقیقات و آموزش اختصاص می‌دهند. دلیل این توجه را می‌توان موفقیت پژوهش‌ها و تأثیر آنها را در تحول بنیادین و ساختار علمی آن کشورها دانست. در کشورهای درحال‌توسعه می‌توان آموزش‌وپرورش را به‌عنوان مؤثرترین ابزار برای حل چالش‌های حال و آینده در نظر گرفت و توجه جوامع توسعه‌یافته به آموزش نیز به همین دلیل است.

در مقایسه کشورهای توسعه‌یافته و توسعه‌نیافته، می‌توان گفت که انسان‌های این دو جامعه ازنظر فکری، فرهنگی و به‌طورکلی، خصوصیات فردی و جمعی با یکدیگر متفاوت‌اند و آموزش‌وپرورش وجه مشترک همه کشورهای پیشرفته است. کشورهای توسعه‌یافته، به اهمیت نقش سواد و آموزش در امر توسعه پی برده‌اند، و به همین دلیل، سرمایه‌گذاری‌های کلانی را در این امر متحمل می‌شوند؛ چون معتقدند که منشأ کلیه اختراعات و اکتشافات و پیشرفت‌های اقتصادی-اجتماعی بشر را علم و پژوهش و در یک‌کلام، آموزش‌وپرورش بر عهده دارد. درواقع، نیروی کار متخصص، عامل اصلی و اساسی تکامل جوامع است که با شناخت و درک علمی از قوانین حاکم بر پدیده‌های اجتماعی و طبیعی، رسیدن به پیشرفت و تکامل را هموارتر می‌سازد.

نیروهای متخصصی که محصول آموزش‌وپرورش پویا می‌باشند، بالابرنده توانایی حل مسائل اقتصادی و اجتماعی در جامعه هستند و سرعت و قابلیت توسعه جامعه را تقویت می‌نمایند؛ بنابراین، می‌توان گفت که پایه و اساس رشد و توسعه اقتصادی هر کشوری را نیروی کار ماهر و متخصص

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

تشکیل می‌دهد. در جهان امروز داشتن استقلال ملی، بهره‌مندی از توسعه و پیشرفت اقتصادی و برخورداری از رفاه اجتماعی، تنها با کمک گرفتن از پیشرفت‌های علمی میسر خواهد بود. بدیهی است که در جوامع، بسط و توسعه آموزش‌وپرورش، زمینه‌های لازم را برای تحولات اقتصادی- اجتماعی فراهم می‌سازد.

چه بسا این امر، چنانچه در سطح استانی نیز انجام شود، توسعه و پیشرفت را برای آن استان به همراه خواهد داشت. به‌عنوان‌مثال، در استان‌هایی که توسعه‌یافته‌تر هستند و از سطح، کیفیت و برابری آموزشی بالاتری برخوردارند، توسعه پایدار نیز در آن استان‌ها بیشتر اتفاق افتاده است، نسبت به استان‌هایی که کمتر توسعه‌یافته هستند و یا سطح آموزش آنها پایین‌تر است. با ارتقاء فضایی سطح کیفیت آموزش، و ایجاد آموزش برابر در استان‌ها، رشد و توسعه پایدار از استان‌های توسعه‌یافته به استان‌های کمتر توسعه‌یافته سرازیر خواهد شد و به بالا رفتن سطح رشد و توسعه اقتصادی در استان‌های کمتر توسعه‌یافته، کمک می‌شود. بالا بردن سطح آموزش در استان‌های کمتر توسعه‌یافته، از بحران‌های فضایی اقتصادی و مهاجرت خانوارها، جلوگیری کرده و به افزایش توسعه پایدار در منطقه منجر خواهد شد.

از نظر جامعه شناسان، برای رسیدن به توسعه ملی، نیاز به توسعه و رشد منابع انسانی است و ثروت هر جامعه‌ای مبتنی بر توان ذخیره‌سازی و توسعه منابع انسانی خود و بهره‌برداری از آن است. این مطالب، دقیقاً تعبیر آدام اسمیت را به یادآوری می‌کند، مبنی بر اینکه «نیروی انسانی ثروت اصلی ملل محسوب می‌شوند» که صاحب‌نظران در نظریه‌های جدید توسعه، در کنار آموزش، فناوری، سرمایه فکری را نیز در مدل‌های توسعه خود آورده‌اند سوریانی و همکاران (Suriyani & *et al.*, 2018).

بنابراین، می‌توان این‌گونه بیان کرد که علم و آموزش علوم در سطح گسترده و باکیفیت عالی در تشکیل سرمایه انسانی و توسعه، بسیار حائز اهمیت است؛ بنابراین، سیاستگذاران و تصمیم‌گیران با توجه به تأثیرگذاری بسیار آموزش‌وپرورش بر کلیه شئون کشور، باید اهتمام ویژه‌ای، چه از حیث مالی و چه از حیث مدیریتی، به آن داشته باشند. متأسفانه دیدگاه برخی مسؤولان در مورد جایگاه آموزش‌وپرورش، مثبت و سازنده نبوده است. تا آنجا که برخی، وزارت آموزش‌وپرورش را تنها یک مصرف‌کننده صرف می‌دانند که مقادیر قابل‌توجهی از بودجه مملکت را به خود اختصاص داده و سرمایه‌گذاری در آموزش‌وپرورش را کاری بیهوده می‌دانند؛ درصورتی‌که، دیدگاه نخبگان کشورهای توسعه‌یافته در مورد آموزش‌وپرورش، برخلاف این طرز فکر است.

همچنین آموزش، بازدهی و توانایی‌های افراد در تولید کالا و خدمات را افزایش می‌دهد که این خدمات، به دو صورت رسمی و غیررسمی عرضه می‌شود که انواع متفاوتی دارد. متداول‌ترین نوع

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

آموزش، آموزش رسمی است. در این نوع آموزش معلمان و مربیان دارای مدرک تحصیلی و ویژگی‌های خاصی هستند. طول دوره آموزش و محتوای مواد آموزشی، مشخص و استاندارد است. در آموزش غیررسمی مدرک معتبری به دانش‌آموخته داده نمی‌شود اما بر توانایی و مهارت فرد اضافه می‌کند و تأثیرگذار است که شامل دو نوع آموزش غیررسمی دوره‌ای و آموزش آزاد و همگانی می‌باشد.

هزینه‌های آموزش‌وپرورش نیز به دو بخش هزینه‌های اجتماعی و فردی تقسیم می‌شود. منظور از هزینه‌های اجتماعی، هزینه‌های پنهان است که غالباً دولت و جامعه آن را می‌پردازند و بابت آن، از شخص آموزش‌دیده، ما به ازایی دریافت نمی‌کنند. هزینه‌های فردی نیز شامل هزینه‌های آشکاری نظیر پرداخت شهریه، خرید لوازم‌التحریر و کتاب و غیره است که هزینه فرصت ازدست‌رفته‌ای می‌باشد که توسط خود فرد آموزش‌دیده پرداخت می‌شود.

از یک‌سو، تحصیلات ابتدایی برای افزایش ظرفیت یادگیری افراد و استفاده از اطلاعات، لازم است و از سوی دیگر، تحصیلات فنی در سطح دبیرستان و نیز تحصیلات بالاتر در حوزه مهندسی و علوم برای نوآوری فناورانه لازم و ضروری هستند. خلق دانش جدید و انطباق آن با یک محیط ویژه اقتصادی، به سطوح بالای آموزش و تحقیقات وابسته است. تحصیلات فنی در دوره متوسطه نیز برای فرایند انطباق فن‌آوری‌های خارجی جهت استفاده در فرایندهای تولید داخلی موردنیاز است. هرچه سطح تحصیلات افراد یک جامعه بالاتر باشد، گرایش آنها به پیشرفت درزمینهٔ فناوری افزایش خواهد یافت. این مسأله، باعث ایجاد حساسیت تقاضای داخلی برای کالاهای پیشرفته و باکیفیت بالا می‌شود که بنگاه‌های داخلی را تشویق به نوآوری و طراحی کالاهای پیشرفته‌تر می‌کند و نتیجه آن، رسیدن به توسعه اقتصادی پایدار است.

ازجمله دلایل وجود رابطه مثبت بین آموزش و رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری در آموزش است. آموزش از طریق توسعهٔ توانایی‌ها و مهارت افراد یک جامعه، باعث رشد اقتصادی می‌شود (افشاری و همکاران، ۱۳۹۱). شاخص اشتغال و بهره‌وری نیروی کار، از مهم‌ترین شاخص‌ها در تعیین میزان رشد و توسعه اقتصادی است. نیروی کار از طریق آموزش، می‌تواند بهره‌وری خود را افزایش دهد. نقش و اهمیت نیروی کار به‌عنوان سرمایه انسانی در تولید، بسیار حائز اهمیت است. بخش قابل‌توجهی از پیشرفت کشورها، مدیون سرمایه انسانی کارآزموده و متخصص بوده است. نیروی کار ماهر با دانش خود، می‌تواند سطح کیفیت کالاها را بالابرده و از طرفی، نقش برنامه‌ریز و هدایت‌کننده داشته باشد (صالحی، ۱۳۸۱).

سرمایه انسانی از دو طریق بر رشد تأثیرگذار است. اول اینکه، توان تولید نیروی کار را افزایش می‌دهد که می‌توان گفت، هرچه انباشت سرمایه انسانی بیشتر باشد، می‌توان انتظار داشت که تولیدات

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

با شتاب بیشتری رشد کنند. همچنین سرمایه انسانی، افزایش تولیدات را از طریق انتقال تکنولوژی-های جدید به نیروی کار محقق می‌سازد. بر این اساس، هرچه آموزش حرفه‌ای در نیروی کار بیشتر باشد، زمینه‌های لازم برای استفاده از تکنولوژی‌های مدرن وارداتی بیشتر خواهد شد.

در کشورهای درحال‌توسعه و کمتر توسعه‌یافته، بیشترین تمرکز بر آموزش رسمی است؛ بنابراین، آموزش‌وپرورش بیشترین تأثیر را بر بهره‌وری نیروی کار دارد. ازاین‌رو، توجه به نقش و کارکردهای آموزش عمومی و عالی در این کشورها، توجه بیشتری را می‌طلبد؛ چراکه آموزش، اولین قدم در برنامه‌ریزی توسعه نیروی انسانی و محور اصلی رشد و توسعه اقتصادی می‌باشد. امروزه ارتباط نزدیکی بین تحصیلات و درآمد افراد وجود دارد، بدین‌صورت که در شرایط یکسان افرادی که تحصیلات و مهارت‌های بالایی دارند، از درآمد بالاتری برخوردارند. این مهارت‌ها باعث تولید کالا و خدمات بیشتری می‌شود که درآمد تولیدکننده و همچنین تولید ناخالص داخلی را در پی دارد (هوشمند و همکاران، ۱۳۹۲). در سطح بالاتر، توجه به آموزش عالی از آن نظر که باعث افزایش تکنولوژی و فناوری‌های پیشرفته می‌شود، بسیار حائز اهمیت است.

اکگوش (Akguç, 2011)، در تأیید این موضوع، بیان می‌کند که در کشورهای دارای درجه توسعه‌یافتگی بالا، آموزش عالی اثر بیشتری بر درآمد سرانه دارد؛ درحالی‌که سطوح تحصیلی ابتدایی و دبیرستان، در کشورهای کمتر توسعه‌یافته، اثر بیشتری دارد. با توجه به اهمیت نظام آموزشی و نقش آن در شاخص‌های اقتصادی هر کشور، لازم است کیفیت، برابری و فراگیری آموزش، مورد بررسی قرار گیرد. ایجاد فرصت‌های برابر برای همه افراد جامعه در جهت دسترسی به آموزش باکیفیت، می‌تواند غربالگری مفید برای استخراج استعدادهای مختلف و درنتیجه، به‌کارگیری این استعدادها در مسیر رشد و توسعه پایدار کشور باشد. آموزش انسان‌ها فارغ از تبعیض در جنسیت و نژاد و موقعیت جغرافیایی در چهارچوب نظام آموزشی یک کشور، احساس برابر بودن را به همه افراد جامعه القا می‌کند و به‌کارگیری علمی و اصولی همه منابع موجود، در جهت دستیابی به توسعه پایدار را در پی خواهد داشت.

ایجاد فرصت یادگیری برای همه افراد جامعه در سنین مختلف و همچنین ایجاد زیرساخت‌های لازم برای استفاده از نتیجه این آموزش‌ها، باعث بهتر شدن شاخص‌های توسعه انسانی می‌شود. سنجش کیفیت، برابری و فراگیری آموزش با بررسی روند نظام آموزش از گذشته تا به امروز، می‌تواند نقشه راه آینده این نظام را نمایان سازد و با نشان دادن مشکلات موجود، این امکان را فراهم سازد که بعد از هر اصلاح، تأثیر اصلاح صورت گرفته در نظام آموزشی را مورد سنجش قرارداد. آموزش

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

فقط یک کالای مصرفی به‌حساب نمی‌آید، بلکه نمایانگر یک سرمایه‌گذاری است که برای توسعه اقتصادی لحاظ می‌شود (کلائی دارابی و تقوایی یزدی، ۱۳۹۷).

در سال‌های اخیر، مفهوم فرصت برابر در ادبیات اقتصادی به‌طور مکرر موردتوجه قرارگرفته است. برابری فرصت را می‌توان به‌طور دقیق، شرایطی توصیف کرد که افراد برای دستیابی به اهداف کلی زندگی مانند سایرین، فرصت‌های مشابهی داشته باشند. می‌توان ادعا کرد که برابری فرصت‌ها، معیار اصلی رشد و توسعه اقتصادی است؛ بنابراین، سیاستگذاران باید محیطی را ایجاد کنند که به ارتقاء فرصت‌های برابر کمک کند و انگیزه‌هایی برای رشد اقتصادی در این شرایط ایجاد نماید. با توجه به اینکه آموزش، ازیک‌طرف، بهره‌وری و نوآوری نیروی کار را افزایش می‌دهد و از طرف دیگر، انتشار دانش را تسهیل می‌کند، به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های اصلی سرمایه انسانی محسوب می‌شود (مجمع و عزلتی مقدم، ۱۳۹۱).

همچنین افزایش سطوح آموزشی، ظرفیت تولیدی کل اقتصاد را بالابرده و درنهایت، به توسعه و رشد اقتصادی منجر می‌گردد. از جنبه منافع شخصی نیز می‌توان به کسب موقعیت‌های شغلی بهتر، دستمزد بالاتر و توانایی بیشتر جهت پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، اشاره نمود که این منافع، خود موجب بالا بردن کیفیت زندگی و سلامت فرد می‌شود (شهبازی و حسنی، ۱۳۹۱).

در سال ۱۹۹۲، بارو با استفاده از متغیر دستیابی آموزشی به‌عنوان متغیر مستقل و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیر وابسته، برآوردی را انجام داد که شامل ۷۳ کشور طی ۵ سال بود. بارو، تأثیر مستقل و قوی میزان تحصیل بر رشد را در نتایج مطالعه خود مشاهده کرد و بیان نمود که با ۵۰ درصد افزایش میزان سال‌های تحصیل، یک درصد در سال نرخ رشد افزایش می‌یابد.

بر اساس مباحث نظری که مطرح شد، انتظار می‌رود سرمایه انسانی به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر بر رشد و توسعه اقتصادی، اثر مثبتی بر آن داشته باشد. به‌عبارت‌دیگر، سرمایه انسانی بالاتر، به معنای افزایش بهره‌وری نیروی کار بوده، و هرچه نیروی کار آموزش بیشتری دریافت کند، سرمایه انسانی نیز افزایش و به تبع آن، تولید سرانه نیز افزایش یابد. در این الگوها، علت تفاوت درآمدی که در بین کشورها وجود دارد، علاوه بر تفاوت در سرمایه فیزیکی، تفاوت در سرمایه انسانی نیز می‌تواند باشد (آقایی و همکاران ۱۳۹۲).

۳. پیشینه تحقیق

با توجه به اینکه آموزش‌وپرورش یکی از محورهای اصلی رشد و توسعه اقتصادی است، مطالعاتی داخلی و خارجی در این خصوص انجام شده که مهم‌ترین آنها مرور می‌گردد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

۱-۳. پیشینه داخلی

افقه و همکاران (۱۳۹۹)، به برآورد شاخص توسعه انسانی استان‌های ایران و بررسی تأثیر آن بر رشد اقتصادی با استفاده از منطق فازی در سال‌های ۸۵، ۹۰ و ۱۳۹۵ پرداختند. نتایج تحقیق، نشان داد که متوسط توسعه انسانی استان‌ها در کشور در فاصله ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۰، رشدی معادل ۳ درصد داشته، در حالی که در فاصله زمانی ۹۰ تا ۱۳۹۵، این متغیر ۰/۵ درصد کاهش یافته است. بررسی‌های صورت گرفته، نشان می‌دهد که مهم‌ترین عامل روند کند بهبود توسعه انسانی، رشد منفی درآمد سرانهٔ استان‌ها در بازه زمانی ۹۰-۱۳۸۵ بوده است.

آل عمران و آل عمران (۱۳۹۸)، به بررسی تأثیر آموزش عالی زنان بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از روش جوهانسن- جوسیلیوس پرداختند. بر اساس یافته‌های پژوهش ایشان، مشخص گردید که نیروی کار شاغل، تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص و آموزش عالی زنان، تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی ایران دارند.

کلائی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهش خود، با عنوان «ارائه مدل ابعاد آموزشی و پژوهشی مراکز رشد و تأثیر آن بر توسعه پایدار دانشگاه‌ها»، به بررسی این موضوع پرداختند. نتایج این پژوهش، حاکی از آن است که مراکز رشد علم و فناوری، نقش اساسی و ویژه‌ای را در توسعه پایدار در دانشگاه‌ها ایفا می‌کند و زمینه‌ها و بازارهای جدید را در جامعه محلی رونق می‌دهد

قیاسی و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه خود، استان‌های کشور را به سه گروه استان‌های توسعه یافته، کمتر توسعه‌یافته و توسعه‌نیافته تفکیک، و ضمن مقایسه تطبیقی رشد و توسعه استان‌ها، رابطه سرمایه انسانی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی را به‌طور جداگانه در استان‌های کشور طی دوره زمانی ۸۷-۱۳۷۹ تجزیه‌وتحلیل کردند. نتایج، حاکی از آن است که بهبود شاخص سرمایه انسانی به توسعه انسانی و درنتیجه، به رشد اقتصادی منجر خواهد شد.

لطفی و جلابری لائین (۱۳۹۷) در مطالعه خود، با عنوان «جایگاه آموزش‌وپرورش و ارتباط آن با توسعه اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه منتخب»، به بررسی نقش آموزش‌وپرورش بر رشد اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه منتخب با استفاده از داده‌های تلفیقی پانل دیتا طی دوره ۲۰۱۵-۲۰۰۵ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه، بیانگر اثر مثبت و معنی‌دار سرمایه‌گذاری در آموزش‌وپرورش بر رشد اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه منتخب است.

غفوری ساداتیه و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه خود، به سنجش میزان کارآیی خارجی آموزش رسمی و سپس بررسی آثار آن بر رشد اقتصادی در کشور ایران طی سال‌های ۹۲-۱۳۵۴ پرداخته‌اند. روش انجام تحقیق برای اندازه‌گیری کارآیی نسبی، روش تحلیل پوششی داده‌های پویا با ماهیت

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

ورودی محور و بازده ثابت به مقیاس می‌باشد و با استفاده از روش اندرسون- پیترسون[1] (AP) واحدهای کارا رتبه‌بندی می‌شوند. در این مطالعه، با استفاده از روش اقتصادسنجی GMM[2]، تأثیر کارآیی خارجی آموزش بر رشد اقتصادی بررسی می‌شود؛ که نتایج این مطالعه، تأثیر مثبت کارآیی خارجی آموزش بر رشد اقتصادی را در ۸۵ درصد از سال‌های مورد بررسی نشان می‌دهد.

۲-۳. پیشینه خارجی

بیاض و کرستن (Biyase, & Kirsten, 2020)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «آموزش و رشد اقتصادی در مستعمره‌های کیپ و ناتال»، میزان تأثیرپذیری رشد اقتصادی از نرخ ثبت‌نام آموزش با استفاده از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای با اثرات ثابت را بررسی کرده‌اند. نتایج، حاکی از آن است که نرخ ثبت‌نام در سطوح آموزش، تأثیر مثبتی در رشد اقتصادی دارند.

بوتایبا و راملی (Boutayeba & Ramli, 2019)، در مطالعه‌ای باهدف تجزیه‌وتحلیل پیوند بین آموزش و رشد اقتصادی در الجزایر، به بررسی ارتباط بین آموزش و رشد اقتصادی در الجزایر در دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰ پرداخته‌اند. یافته‌های اصلی مطالعه تجربی، وجود رابطه تعادلی طولانی‌مدت بین آموزش و رشد اقتصادی در الجزایر را نشان داد.

هونگ (Hoang, 2019) در پژوهش خود، با عنوان «بررسی شکاف‌های عمیق آموزشی»، به این نکته توجه می‌کند که دو مسأله نابرابری و ناعدالتی در نظام آموزشی، کاملاً از هم جدا می‌باشند که ناعدالتی را زمینه‌ساز پیدایش نابرابری می‌داند. نتیجه این پژوهش بیانگر آن است که با شناخت تقاطع بین ناعدالتی و نابرابری، می‌توان راه‌حلی برای شکاف‌های به‌وجود آمده یافت. همچنین یادآوری می‌کند که شکاف فعلی، می‌تواند به شکاف پیچیده دیگری در آینده تغییر یابد. همچنین ممکن است، شکاف فعلی نتیجه جمع بسیاری از شکاف‌های قبلی باشد.

لین (Lin, 2019)، در مقاله‌ای تحت عنوان «گسترش آموزش عالی و رشد اقتصادی یک تحلیل تجربی در چین»، تأثیر گسترش آموزش عالی بر رشد اقتصادی با استفاده از مدل نظری کاب داگلاس در دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۹ را بررسی کرده است. نتایج، نشان می‌دهد که آموزش عالی بر رشد اقتصادی، تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد.

اوگونداری و اوکوسه (Ogundari & Awokuse, 2018) در پژوهشی تحت عنوان سهم سرمایه انسانی در رشد اقتصادی در کشورهای جنوب صحرای آفریقا، تأثیر احتمالی سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی را در جنوب صحرای آفریقا (SSA) بررسی کردند. در این تحقیق، از یک مدل پویا براساس

1. Anderson-Grayson
2. Generalized Method of Moments

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

روش تعمیم‌یافته سیستم از لحظات (SGMM) استفاده شده که یک داده پانل متعادل که شامل ۳۵ کشور برای دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۰ است، مورد تجزیه‌وتحلیل قرارگرفته‌اند. نتایج تجربی، نشان می‌دهد که سرمایه انسانی، تأثیرات مثبتی بر رشد اقتصادی دارد.

پسکی و همکاران (Psaki, *at el.*, 2018)، در پژوهشی، به بررسی سنجش برابری جنسیتی در آموزش ۴۱ کشور پرداختند و بیان داشتند که نابرابری‌های جنسیتی در ثبت‌نام مدارس ابتدایی در دهه‌های اخیر در کشورهای کم‌درآمد، کاهش یافته، و اختلافات در دستیابی به تحصیلات، اکنون محدود به آموزش متوسطه و عالی است.

چونجو (Chonjo, 2018)، در مطالعه‌ای مبتنی بر بررسی گزارش‌های تحقیقاتی، به ارزیابی کیفیت در مدارس ابتدایی تانزانیا پرداخت. این پژوهش در تلاش برای پاسخ به این سؤال بود که آیا حداقل منابع برای آموزش موفق در مدارس ابتدایی موجود است یا خیر؟ که در جواب، بیان می‌دارد، میزان بودجه مالی که به آموزش ابتدایی تعلق می‌گیرد، یکی از عوامل تعیین‌کننده کیفیت آموزش بوده که در تانزانیا منجر به نبود کیفیت مدارس ابتدایی و محدودیت بسیار زیاد درزمینهٔ آموزش و یادگیری شده است.

نواک و داهال (Nowak & Dahal, 2016)، در پژوهشی باهدف بررسی سهم آموزش از رشد اقتصادی در نپال با استفاده از روش هم انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس و حداقل مربعات معمولی، به بررسی رابطهٔ بلندمدت بین آموزش و رشد اقتصادی در نپال و در فاصلهٔ زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۳ پرداخته‌اند. نتایج آزمون هم‌انباشتگی حاکی از وجود رابطهٔ بلندمدت بین آموزش و رشد اقتصادی بوده و آموزش، تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد.

پفر (Pfeffer, 2015)، در تحقیقات علوم اجتماعی خود با عنوان «یک مطالعه مقایسه‌ای از ۱۹ کشور در برابری و کیفیت آموزش»، عملکرد سیستم‌های آموزشی ملی را در دو بعد مهم ارزیابی می کند؛ ابتدا، یاری به افراد جامعه برای توسعه توانایی‌های لازم جهت ادغام موفق اجتماعی یعنی کیفیت آموزش و سپس، میزان ارائه فرصت‌های برابر برای پیشرفت اجتماعی یعنی برابری آموزش. تجزیه‌وتحلیل‌ها، رابطه مثبت و معنی‌داری را بین کیفیت آموزش و برابری آموزشی نشان می‌دهند؛ مبنی بر اینکه، سیستم‌های آموزشی با درجه تمایز کمتر، نه‌تنها برابری تحصیلی بیشتری را ارائه می دهند بلکه از سطح بالاتری از کیفیت آموزشی نیز برخوردار می‌شوند. همچنین، در سیستم‌های آموزشی با درجه تمایز کمتر، برابری و کیفیت، تأثیر مثبتی بر یکدیگر دارند.

جمع‌بندی: نتایج مطالعات صورت گرفته، حاکی از آن است که در کشور ایران، تاکنون ارزیابی کیفیت و برابری آموزشی انجام نگرفته، همچنین فراگیری آموزش و پیامدهای آن در استان‌های

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

همجوار بر درآمد سرانه نیز به‌طور دقیق، بررسی نشده است. مطالعاتی که تاکنون در رابطه با مفاهیم اقتصادی آموزش صورت گرفته، به‌صورت بسیار کلی، تأثیرات را بیان می‌کنند و سایر تأثیرات فضایی آن را نادیده می‌گیرند. لذا تفاوت این مطالعه با مطالعات دیگر، در تفکیک هرچه بیشتر عوامل مؤثر بر درآمد سرانه کشور و استفاده از متغیرهایی نظیر آموزش برابر، آموزش فراگیر، ترویج فرصت‌ها و آموزش باکیفیت در سنجش این شاخص‌ها و تبیین تأثیر فضایی آنها بر درآمد سرانه کشور ایران است.

۴. معرفی داده‌ها و مدل

تحقیق حاضر ازنظر ماهیت و روش، توصیفی و ازنظر هدف، کاربردی، و برای جمع‌آوری مباحث نظری، از روش کتابخانه‌ای (کتب و مقالات) و اسناد کاوی استفاده شده، و در جمع‌آوری داده‌های استانی، از منابع سالنامه مرکز آمار و بانک مرکزی بهره‌گیری به‌عمل آمده است. متغیرهای موردنظر در بخش مدل‌سازی عبارتند از:

آموزش باکیفیت (q2): تعداد معلم به دانش‌آموزان

آموزش برابر (eqq): نسبت کارکنان اداری و آموزشی استان به جمعیت

آموزش فراگیر (fn): میانگین سه دوره ابتدایی، متوسطه بزرگسال به نسبت دانش آموزان

ترویج فرصت‌های یادگیری (at): تعداد دانش آموزان فنی و حرفه‌ای به جمعیت

توسعه پایدار (Y): رشد اقتصادی استان‌ها

داده‌ها به‌صورت سالانه و مربوط به دوره زمانی ۹۸-۱۳۹۰ است. در مباحث منطقه‌ای، مدل‌های سنجی فضایی مختلفی به‌کار می‌رود. در این پژوهش، از مدل پانل پویای تصادفی با کاربرد مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی دوربین SGMM-DPD-SDM با ضرایب دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل- باند پویای تصادفی، و به‌منظور ارزیابی کیفیت، برابری و فراگیری آموزش بر توسعه پایدار در استان‌های ایران، از اقتصادسنجی فضایی استفاده شده است.

در این مدل، توسعه پایدار استان‌ها به‌عنوان متغیر وابسته و کلیدی به‌شمار می‌رود. به‌منظور تصریح مدل، لازم است که متغیرهای اثرگذار بر متغیر وابسته براساس مبانی نظری، مانند آموزش باکیفیت، آموزش برابر، آموزش فراگیر و ترویج فرصت‌های یادگیری به‌عنوان متغیرهای توضیحی وارد مدل شوند. وجود وقفه متغیر وابسته در سمت راست مدل پانل باعث می‌گردد که فرض عدم خودهمبستگی میان متغیرهای مستقل (توضیحی) و جملات اختلال- به‌عنوان یکی از فروض کلاسیک- نقض شود. درنتیجه، استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی (در مدل پانل اثرات

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

ثابت و اثرات تصادفی)، نتایج تورش دار و ناسازگاری ارائه خواهد کرد آرلانو و باند و بالتاجی(Arellano & Bond, 1991; Baltagi, 2008).

استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) با به‌کارگیری متغیرهای ابزاری، این ایراد یعنی درونزایی متغیرهای توضیحی یا ساختار پویای مدل را برطرف می‌نماید و جهت حذف تورش ناشی از درونزایی متغیرهای توضیحی، اجازه می‌دهد تا تمام متغیرهای رگرسیونی حتی با وقفه، اگر همبستگی با اجزاء اخلال ندارند، به‌عنوان متغیر ابزاری وارد مدل شوند گرین (Green, 2012).

برآوردگر GMM، برآوردگر پرتوانی است که برخلاف روش حداکثر درست‌نمایی (ML)، نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات اختلال ندارد (مشکی، ۱۳۹۰). روش حداقل مربعات دومرحله‌ای که به‌منظور رفع مشکل همبستگی جملات اختلال و متغیرهای توضیحی ارائه شده است، به دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، به محاسبه واریانس بزرگ برای برآوردگرها و عدم معنی‌داری آنها منجر خواهد شد (یاوری و اشراف‌زاده، ۱۳۸۴). برای حل این مشکل، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته آرلانو و باند (Arellano & Bond, 1991) پیشنهاد شد. این روش، به‌واسطه انتخاب ابزارهای صحیح و با اعمال یک ماتریس وزنی، می‌تواند برای شرایط ناهمسانی واریانس و نیز خودهمبستگی‌های ناشناخته، برآوردگر پرتوانی محسوب شود (مشکی، ۱۳۹۰).

همچنین کاربرد روش GMM با داده‌های پانل پویا (DPD)، مزیت‌هایی مانند لحاظ ناهمسانی انفرادی، حذف تورش‌ها در رگرسیون‌های مقطعی و درنتیجه، برآوردگرهایی با کارآیی بالاتر و هم‌خطی کمتر خواهد بود (ندیری و محمدی، ۱۳۹۰). به‌طورکلی، می‌توان گفت که مزایای روش GMM پویا، نسبت به روش‌های دیگر، موارد زیر است:

۱- **حل مشکل درونزا بودن متغیرها:** یکی از مزیت‌های اصلی تخمین زن GMM پویا، آن است که تمام متغیرهای رگرسیون که با جزء اخلال همبستگی ندارند (ازجمله متغیرهای با وقفه و متغیرهای تفاضلی)، می‌توانند به‌طور بالقوه متغیر ابزاری باشند گرین (Green, 2012).

۲- **کاهش و رفع هم‌خطی در مدل:** استفاده کردن از متغیرهای وابسته وقفه دار، به از بین رفتن هم‌خطی در مدل، منجر می‌شود.

۳- **حذف متغیرهای ثابت در طی زمان:** با استفاده از این روش، بسیاری از متغیرها همانند فرهنگ، قومیت، مذهب و اقلیم حذف می‌شود که در طول زمان ثابت هستند. متغیرهای حذف شده، باعث ایجاد تورش در تخمین مدل می‌شوند. با استفاده از این روش، می‌توان تأثیر این عوامل را با استفاده از تفاضل گرفتن از آمارها حذف کرد بالتاجی (Baltagi, 2008).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

۴- افزایش بعد زمانی متغیرها: تخمین برش مقطعی، ممکن است بتواند رابطه بلندمدت بین متغیرها را به دست آورد اما این نوع تخمین‌ها، مزیت‌های سری‌های زمانی آمارها را ندارند که کارآمدی برآوردها را افزایش دهد. استفاده از بعد زمانی سری آمار، این امکان را فراهم می‌کند تا تأثیر تمام عوامل مشاهده نشده ثابت زمانی که تفاوت‌های بین استانی را نشان می‌دهند، در برآورد ملاحظه شوند هسیو (Hsiao, 2003).

برای شروع کار اقتصادسنجی فضایی، باید مطمئن شد که مدل مربوط، از نوع فضایی است که با آزمون موران انجام می‌شود. بعد از تأیید، ممکن است مدل فضایی، حالات مختلف زیر را داشته باشد: الف) مدل خود رگرسیون فضایی؛ ب) مدل دوربین فضایی؛ ج) مدل خطای فضایی؛ د) مدل خودهمبستگی فضایی؛ ه) مدل فضایی تعمیم‌یافته با اثرات تصادفی آزمون‌های تشخیصی والد و هاسمن؛ که برای مراحل فوق و تعیین مدل نهایی ضروری است (منجذب و نصرتی ۱۳۹۷).

برای تخمین مدل، ابتدا باید متغیرهای ابزاری به‌کاررفته در مدل مشخص شود. سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد. این اعتبار، می‌تواند به‌وسیله دو آزمون تصریح‌شده توسط آرلانو و باند (Arellano, Bond, 1991)، آرلانو و باور (Arllano-bavar, 1991) آزمون شود. اولی، آزمون سارگان (Sargan Test) از محدودیت‌های از پیش تعیین‌شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. دومی، آماره M2 است که وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطای تفضیلی مرتبه اول را به آزمون می‌گذارد. عدم رد فرضیه صفر در هر دو آزمون، شواهدی دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند.

به عبارتی، تخمین زننده GMM در صورتی سازگار است که همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد. در این پژوهش، از مدل پانل پویای تصادفی (DPD) به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) و تخمین زن‌های آرلانو- باور/ بوندل- باند استفاده شده، و در مدل اقتصادسنجی مرسوم مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) دارای متغیر تأخیری متغیر وابسته است و به همین دلیل، به آن مدل داده‌های تابلویی پویا نیز گفته می‌شود. آرلانو و باور (Arellano and Bover, 1995) و بوندل و بوند (Blundell and Bond, 1998) با لحاظ تغییراتی در روش تفاضلی مرتبه اول گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) متعامد را پیشنهاد دادند. تفاوت این دو روش یعنی آرلانو- بوند و آرلانو- باور/ بوندل- بوند بر اساس شیوه‌هایی است که تأثیرات فردی[1] در مدل لحاظ می‌شود (ندیری و همکاران، ۱۳۹۱).

1. Individual Effect

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

از مزایای روش دوم بر روش اول، افزایش دقت و کاهش تورش محدودیت حجم نمونه، تخمین‌های کارآمدتر و دقیق‌تر می‌باشد بالتاجی (Baltagi, 2008). در بخش اقتصادسنجی فضایی نیز با تشکیل ماتریس مجاورت و سپس استاندارد کردن این ماتریس و درنهایت، با ضرب ماتریس مجاورت استاندارد شده، در بردار متغیر وابسته، متغیر جدیدی حاصل می‌شود که به آن، متغیر تأخیر فضایی یا متغیر وقفه فضایی گفته می‌شود و بدین ترتیب، با حضور متغیر تأخیری فضایی، مدل اقتصادسنجی فضایی نیز، به‌صورت پویا برآورد می‌گردد. به‌صورت خلاصه، تمام مدل‌های فضایی در قالب یک مدل پانل پویای تصادفی فضایی (SDPD) به شکل زیر است:

$$y_{it} = \alpha + \tau y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^{n} W_{ij} y_{it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{itk} + \sum_{k=1}^{K} \sum_{j=1}^{n} D_{ij} Z_{itk} \theta_k + a_i + \gamma_t + v_{it} \quad (۱)$$

w ماتریس وزنی فضایی است که معمولاً ماتریس مجاورت مرتبه اول است، پارامتر ρ ضریب متغیر وابسته فضایی WY است که وابستگی فضایی و متوسط اثر مشاهدات همسایه یا مجاور بر مشاهدات بردار متغیر وابسته را اندازه‌گیری می‌کند. τ ضریب وقفه اول متغیر وابسته، و جزء اخلال مدل دارای سه بخش است: جزء اخلال بین گروهی v_{it}، جزء اخلال درون‌گروهی γ_t و جزء اخلال در طول زمان a_i، به صورتی که جزء اخلال کل مدل، به سه بخش تجزیه شده است.

$$v_{it} = \lambda \sum_{j=1}^{n} E_{ij} v_{it} + u_{it} \qquad i = 1, \dots, n \qquad t = 1, \dots, T \quad (۲)$$

به‌طوری‌که u_{it} جمله خطا است که به‌صورت نرمال توزیع شده، W ماتریس فضایی، a_i اثرات ثابت انفرادی (مقطعی) یا اثرات تصادفی انفرادی (مقطعی)، γ_t نیز اثرات ثابت و تصادفی زمان را نشان می‌دهد. اگر $\tau = 0$ باشد، مدل‌ها ایستا، و اگر $\tau \neq 0$ باشد، مدل‌ها پویا خواهند بود؛ یعنی متغیر وابسته تأخیری نیز وارد مدل خواهد شد که پانل پویای تصادفی فضایی (SDPD) یا همان مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی (SGMM) است یو، جونگ و لی (Yu; Jong, & Lee, 2008).

مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته پانلی دوربین SDM با فرض $(\lambda = 0)$ استخراج می‌گردد:

$$y_{it} = \alpha + \tau y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^{n} W_{ij} y_{it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{itk} + \sum_{k=1}^{K} \sum_{j=1}^{n} D_{ij} Z_{itk} \theta_k + a_i + \gamma_t + v_{it}$$
$$v_{it} = u_{it} \qquad i = 1, \dots, n \qquad t = 1, \dots, T \quad (۳)$$

که مدل SDM استاندار نیز با لحاظ قید $\tau = 0$ به دست خواهد آمد. البته در مدل‌های متداول اقتصادسنجی فضایی، بین دو ماتریس W برای وقفه فضایی متغیر وابسته و ماتریس D برای وقفه

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

فضایی متغیرهای مستقل، تفاوتی قائل نمی‌شوند؛ که به $W_{ij} = D_{ij}$ و $Z_{it} = X_{it}$ منجر می‌گردد. بدین ترتیب، ماتریس وزنی مکانی، به این صورت تعریف می‌گردد:

$$y_{it} = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{it} \end{bmatrix} u_{it} = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ \vdots \\ u_{it} \end{bmatrix} w = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & \dots w_{1,n-1} & w_{1n} \\ w_{21} & 0 & \dots w_{2,n-1} & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots \ \vdots & \vdots \\ w_{n-1,1} & w_{n-1,2} & \dots \ 0 & w_{n-1,n} \\ w_{n1} & w_{n2} & \dots w_{n,n-1} & 0 \end{bmatrix} \quad (۴)$$

همچنین بر اساس مدل فضایی دوربین (SDM)، مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) در اقتصادسنجی فضایی، به شکل زیر تصریح می‌گردد:

$$Y_{it}=\alpha+ \beta_1 Y_{i,t-1}+\beta_2 eqq_{i,t}+\beta_3 fn_{i,t} + \beta_4 at_{i,t} + \beta_5 q2_{i,t} + \rho_1 W_{i,t}\ eqq_{it} + \rho_2 W_{i,t}\ fn_{it} + \rho_3 W_{i,t}\ at_{it} + \rho_4 W_{i,t}\ q2_{it} + \alpha_{it} + \gamma_{it} + \upsilon_{it} \quad (۵)$$

۵. نتایج برآورد به روش اقتصادسنجی فضایی

در تشخیص وجود همبستگی فضایی بین اجزاء اخلال قبل از برآورد مدل اصلی، از آزمون موران و آزمون گری استفاده شد. هدف از انجام این آزمون، بررسی وجود همبستگی فضایی بین درآمد سرانه استان‌ها است. مقدار مثبت آماره موران، بیانگر خودهمبستگی فضایی مثبت و مقدار منفی آن، بیانگر پدیده خودهمبستگی فضایی منفی است. در خودهمبستگی مثبت، شهرهای با درآمد سرانه بالا، به‌طور متوسط توسط شهرهای با درآمد سرانه بالا، احاطه شده‌اند. همچنین زمانی که این آماره، علامت منفی را نشان می‌دهد، شهرهای با درآمد سرانه پایین در کنار هم تجمع دارند.

در آزمون گری، با کنار هم قرار گرفتن شهرهای غیرمشابه ازنظر درآمد سرانه، این آمار به سمت مقادیر بزرگ‌تر می‌رود و با افزایش این اختلاف، به حداکثر مقدار خود یعنی ۲ می‌رسد. نتایج به‌دست‌آمده از آزمون‌های موران و گری، در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون تشخیص همبستگی فضایی

آزمون	مقدار	آماره Z	احتمال
Moran I	۰/۳۷۷	۹۵/۶۸۹	۰/۰۰۰
Geary	۰/۱۳۶	-۱۹/۶۸۳	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج نشان داد که در آزمون موران، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی رد شد و

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

میان درآمد سرانه استان‌ها، همبستگی فضایی مثبتی به‌اندازه ۰/۳۷۷ وجود دارد. همچنین آزمون گری با ضریب ۰/۱۳۶، وجود همبستگی فضایی مثبت بین متغیرها را تأیید کرده و فرضیه صفر در سطح معنی‌داری یک درصد را رد می‌کند. درنتیجه، با توجه به نتایج آزمون‌های تشخیصی، وجود پدیده وابستگی فضایی درآمد سرانه در قالب مدل پانل بر اساس هر دو آزمون، تأیید شده و می‌باید مدل در حضور بعد فضا انجام شود؛ بنابراین، می‌توان گفت که در این مطالعه، برآورد مدل OLS غیرکاراست و باید از مدل پویای دوربین فضایی استفاده کرد.

۱-۵. برآورد ضرایب دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل- باند گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی دوربین (SGMM)

در برآورد مدل فضایی آرلانو- باور، دو برآورد متعارف و فضایی به دست می‌آید. نتایج این برآورد در جدول (۲) آمده است. در قسمت متعارف مدل، نتایج نشان می‌دهد که وقفه اول فضایی، متغیر وابسته با سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار و ضریب این متغیر، برابر با ۱/۰۴ می‌باشد؛ که بیانگر پویایی مدل بوده و نشان می‌دهد که یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر درآمد سرانه کشور است. همان‌طور که گفته شد، مفهوم تأخیر فضایی در ارتباط با مجموعه همسایگان مربوط به مکانی خاص است که عمل تأخیر فضایی برای ایجاد میانگین وزنی مشاهدات همسایه، عمل می‌کند؛ بنابراین، مشاهده می‌شود که میانگین وزنی درآمد سرانه هر استان، بر درآمد سرانه استان مورد مطالعه مؤثر است؛ به‌طوری‌که هر چه استان‌های مجاور، درآمد سرانه بالاتری داشته باشند، درآمد سرانه آن استان بالاتر، و میزان اثرگذاری آن به مقدار ۱/۰۴ است.

متغیر آموزش، برابر با ضریب ۰/۷۹ واحد در سطح یک درصد معنی‌دار بوده، که نشان می‌دهد نسبت تعداد کارکنان اداری به تعداد دانش آموزان، بر درآمد سرانه کشور تأثیرگذار است. به عبارتی، می‌توان گفت که هر چه تعداد کارکنان اداری بخش آموزش استان بیشتر باشد، درآمد سرانه آن استان نیز افزایش می‌یابد که با توجه به ضریب متغیر، این افزایش چشمگیر است که اهمیت موضوع را نشان می‌دهد.

متغیر آموزش فراگیر نیز ارتباط معنی‌داری با متغیر وابسته درآمد سرانه داشته و با ضریب ۰/۰۰۵ واحدی با افزایش یک‌درصدی نسبت میانگین سه دوره ابتدایی و متوسطه بزرگسال به تعداد دانش آموزان، درآمد سرانه ۰/۰۰۵ درصد افزایش می‌یابد. همچنین نتایج به‌دست آمده، نشان می‌دهد که متغیر ترویج فرصت‌ها با ضریب ۰/۰۰۴ در سطح یک درصد، معنی‌دار نیست. متغیر آموزش باکیفیت یا به عبارتی نسبت تعداد معلمان به دانش آموزان، در سطح یک درصد معنی‌دار نیست و با یک درصد افزایش، این نسبت درآمد سرانه، ۰/۰۴۷ افزایش می‌یابد. این ضریب، اهمیت کیفیت آموزش و میزان

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

وقتی‌که معلم صرف دانش آموزان می‌کند، بر درآمد سرانه و افزایش کارآیی فرد بعد از گذراندن این دوره در جامعه را نشان می‌دهد.

با توجه به اینکه ضریب این متغیر، بعد از متغیر آموزش برابر، بزرگ‌ترین عدد را نشان می‌دهد، بیان می‌کند که میزان کیفیت آموزش، تا چه حد بر درآمد سرانه استان مؤثر است. عرض از مبدأ که در این مدل، دارای تفسیر اقتصادی نیست. تنها می‌توان تفسیری از ضریب آن داشت که برابر با ۰/۲۱ و دارای اعتبار آماری است. بدین ترتیب، بیشترین ضریب برآوردی را در میان متغیرهای مستقل، متغیر آموزش برابر و کمترین ضریب را، متغیر ترویج فرصت‌ها به خود اختصاص داده، ضمن اینکه اکثر ضرایب برآوردی به لحاظ آماری، معنادار و جهت اثرگذاری آنها بر متغیر وابسته، منطبق با مبانی نظری است.

جدول ۲. برآورد ضرایب دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل- باند

متغیر	نماد	ضریب	آماره t	احتمال آزمون	برآورد فاصله‌ای ۹۵ درصد	
وقفه اول فضایی متغیر وابسته	dg.L1	۱/۰۴	۲۰۰/۸۴	۰/۰۰۰	۱/۰۵۴	۱/۰۳۳
آموزش برابر	Eqq	۰/۷۹	۵/۶۶	۰/۰۰۰	۱/۰۷۳	۰/۵۱۸
آموزش فراگیر	Fn	۰/۰۰۵	۲/۰۱	۰/۰۴۶	۰/۰۱۱	۰/۰۰۰۱
ترویج فرصت‌ها	At	۰/۰۰۴	۱/۱۲	۰/۲۶۴	/۰۱۲۰	-۰/۰۰۳۳
آموزش باکیفیت	q2	۰/۰۴۷	۰/۳۳	۰/۷۴۴	۰/۳۳۶	-۰/۲۴۰
عرض از مبدأ	cons	۰/۲۱۰	۱۶/۵۹	۰/۰۰۰	۰/۲۳۵	۰/۱۸۵
اثر فضایی	**متغیرهای دوربین**					
آموزش برابر	W1x- eqq	۰/۵۰۱	۲/۶۱	۰/۰۱۰	۰/۸۷۹	۰/۱۲۲
آموزش فراگیر	x- fn W1	۰/۱۱	۱۴/۳۲	۰/۰۰۰	۰/۱۳۲	۰/۱۰۰۱
ترویج فرصت‌ها	W1x-at	۰/۰۱	۲/۹۲	۰/۰۰۴	۰/۰۱۷۴	۰/۰۰۳
آموزش باکیفیت	W1x-q2	-۱/۴۲۳	-۶/۴۹	۰/۰۰۰	-۰/۹۹۰	-۱/۸۵۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در بررسی متغیرهای فضایی دوربین مدل برآوردی، اثر فضایی متغیر آموزش برابر با ضریب ۰/۵۰۱، از لحاظ آماری معنادار بوده و تأثیر مثبت و غیرمستقیمی بر توسعه پایدار دارد. اثر فضایی متغیر آموزش فراگیر، ازنظر آماری معنادار بوده و تأثیر غیرمستقیم و مثبتی به مقدار ۰/۱۱ بر متغیر وابسته توسعه پایدار دارد. در حقیقت، می‌توان گفت که افزایش نسبت میانگین سه دوره ابتدایی و متوسطه بزرگسال به تعداد دانش آموزان تحت عنوان آموزش فراگیر در هر استان، مستقل از سایر استان‌های مجاور نیست و به‌صورت همزمان محرکی برای توسعه پایدار ایران هستند.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

اثر فضایی ترویج فرصت‌ها با ضریب ۰/۰۱ واحد، تأثیر قابل‌توجه و مثبت و غیرمستقیمی بر توسعه اقتصادی دارد؛ بدین معنا که این متغیر که به صورت نسبت تعداد دانش آموزان فنی و حرفه‌ای به جمعیت هر استان محاسبه شده، تحت تأثیر این نسبت در سایر استان‌ها است و به‌عبارت‌دیگر، مجاورت با استان‌هایی که ترویج فرصت‌ها در آنها بیشتر است، باعث افزایش توسعه پایدار آن استان می‌شود؛ بنابراین، درصورتی‌که میانگین وزنی این نسبت در شهرهای مجاور یک شهر، یک درصد افزایش یابد، میزان توسعه پایدار آن شهر، به‌طور متوسط، به‌اندازه ۰/۰۱ درصد افزایش می‌یابد. همچنین ضریب متغیر آموزش باکیفیت، به‌صورت معنی‌داری متفاوت از صفر است و ضریبی برابر با ۱/۴۲۳- دارد و در سطح یک درصد معنی‌دار است؛ یعنی این شاخص در هر استان تحت تأثیر کیفیت آموزش در سایر استان‌ها است و از این نظر، وابستگی فضایی بین استان‌ها وجود دارد.

با توجه به اینکه ضریب متغیر فضایی آموزش باکیفیت منفی است، می‌توان دریافت که اثرات مجاورت بر توسعه پایدار، منفی است و با افزایش تعداد معلم‌ها نسبت به دانش آموزان و به تبع افزایش کیفیت آموزش در استان‌های دیگر، درآمد سرانه استان مورد نظر کاهش می‌یابد؛ بنابراین، متغیر آموزش باکیفیت، دارای اثرات فضایی منفی است. بدین ترتیب، هر اندازه یک استان به استان-های باکیفیت آموزشی بالاتر نزدیک‌تر باشد، توسعه پایدار آن استان، کاهش می‌یابد.

به‌طورکلی، همه متغیرهای فضایی دوربین معنادار هستند که نشان‌دهنده وجود و تأیید اثر فضایی متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته است. بیشترین اثر فضایی مثبت را آموزش برابر و کمترین اثر مثبت فضایی را مجدداً متغیر ترویج فرصت‌ها دارد.

جدول ۳. آزمون‌های تصریح مدل GMM-DPD

نوع آزمون	ضریب	احتمال
آزمون والد	۳۰۴۳۱۷/۱۹۸۰	۰/۰۰۰
Raw Moments R^2	۰/۹۷۶۲	-
Raw Moments $\bar{R}^2$	۰/۹۷۵۳	-
(Buse, 1973) R^2	۰/۹۹۹۳	-
(Buse, 1973) $\bar{R}^2$	۰/۹۹۹۳	-
Root MSE (Sigma)	۰/۲۱۹۸	-
آزمون بیش‌شناسایی LM سارگان	۲۵/۸۸۸	۰/۸۳۹۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

شرط سازگار بودن برآوردگرهای دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل- باند، به اعتبار متغیرهای ابزاری مورد استفاده در تخمین بستگی دارد آرلاندو و باند (Arellano and Bond, 1991). برای بررسی اعتبار این متغیرها، از آزمون سارگان استفاده می‌شود. این آزمون، دارای توزیع کای‌مربع است. ضرایب نیکوئی برازش فضایی و گشتاوری، نشان می‌دهند که مدل به‌درستی تصریح شده، و نوسانات متغیرهای مستقل فضایی، قادر به توضیح نوسانات متغیر وابسته فضایی است. آماره آزمون سارگان در جدول (۳)، بیانگر انتخاب درست متغیرهای ابزاری بوده، و در این صورت، خودهمبستگی بین متغیرهای ابزاری و جمله خطا وجود ندارد. در جدول (۳) آزمون والد از توزیع خی- دو (کای- دو)، با درجات آزادی معادل تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت، برخوردار است. بر اساس نتایج آزمون والد فرضیه صفر، مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معنی‌داری یک درصد، رد می‌شود. درنتیجه، ضرایب برآوردی، تأیید شده و مدل رگرسیون ازلحاظ آماری، معنی‌دار است.

۲-۵. آزمون وجود اثرات خودهمبستگی پانل فضایی

در مدل‌های SGMM-DPD-SDM، از سه نوع آزمون برای نشان دادن وجود اثرات فضایی استفاده می‌شود. در آزمون خودهمبستگی فضایی، برای جملات اخلال، از آزمون‌های مورآن MI عمومی، گری GC عمومی، گتیس- اوردز G0 عمومی، مورآن MI جملات اخلال، LM (بوریدج) و LM (روبوست) استفاده شده، که آماره آزمون، حاکی از رد نشدن فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد است؛ یعنی خودهمبستگی فضایی برای جملات اخلال وجود ندارد. همچنین در آزمون خودهمبستگی فضایی برای وقفه اول فضایی، متغیر وابسته آزمون‌های وقفه LM (آنسلین) و وقفه LM (روبوست) نیز نشان می‌دهند که فرضیه صفر رد نشده و خودهمبستگی فضایی برای وقفه اول فضایی متغیر وابسته وجود ندارد و در آخر نیز آزمون خودهمبستگی فضایی همزمان جملات اخلال و وقفه متغیر وابسته در آزمون LM SAC (LMErr + LMLag_R)، فرضیه صفر را رد کرده که گواه بر وجود خودهمبستگی فضایی همزمان جملات اخلال و وقفه متغیر وابسته است.

با توجه به اینکه در این پژوهش، از مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی استفاده شده است، آزمون‌های خودهمبستگی فضایی، به آزمون وجود همبستگی فضایی به بیشتر از یک تفاضل می‌پردازند، زیرا متغیر وابسته به‌عنوان متغیر مستقل در سمت راست مدل وارد، و مدل با یک تفاضل، پویا شده، و طبیعی است که خودهمبستگی از درجه اول، وجود دارد و آزمون‌های انجام شده خودهمبستگی، بیشتر از یک تفاضل را ارزیابی می‌کنند که در صورت وجود بیشتر از یک تفاضل در خودهمبستگی، ضرایب برآورد شده، تورش دار خواهند بود و همچنین کارآیی نخواهند داشت؛ که نتایج آن، در جدول (۴) آمده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

جدول ۴. آزمون وجود اثرات خودهمبستگی پانل فضایی

نام آزمون	نماد	آماره	احتمال آزمون	نتیجه آزمون
آزمون خودهمبستگی فضایی برای جملات اخلال				
مورآن MI عمومی	GLOBAL Moran MI	-۰/۱۶۸	۰/۰۱۷۴	عدم رد فرضیه صفر که نشان می‌دهد جملات اخلال دارای خودهمبستگی فضایی نیستند.
گری GC عمومی	GLOBAL Geary GC	۱/۳۱۵	۰/۱۶۴	
گتیس- اوردز G0 عمومی	GLOBAL Getis-Ords GO	۰/۱۶۸	۰/۰۱۷	
مورآن MI جملات اخلال	Moran MI Error Test	-۲/۳۴۰	۰/۰۱۹	
LM (بوریدج)	LM Error (Burridge)	۵/۱۸۴	۰/۰۲۲	
LM (روبوست)	LM Error (Robust)	۴/۷۲۷	۰/۰۲۹	
آزمون خودهمبستگی فضایی برای وقفه اول فضایی متغیر وابسته				
وقفه LM (آنسلین)	LM Lag (Anselin)	۰/۴۸۳	۰/۴۸۶۸	عدم وجود خودهمبستگی فضایی وقفه متغیر وابسته
وقفه LM (روبوست)	LM Lag (Robust)	۰/۰۲۶	۰/۸۶۹۸	
آزمون خودهمبستگی فضایی همزمان جملات اخلال و وقفه متغیر وابسته				
LM SAC (LMErr + LMLag_R)		۵/۲۱۱	۰/۰۷۳	وجود خودهمبستگی فضایی همزمان

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۳-۵. آزمون ناهمسانی واریانس فضایی

در بررسی ناهمسانی واریانس مدل برآوردی، نتایج به‌دست آمده از آزمون‌های ناهمسانی واریانس، در جدول (۵) آمده است.

جدول ۵. آزمون واریانس ناهمسانی فضایی در مدل SGMM-DPD

نماد آزمون	نوع آزمون	آماره آزمون	احتمال آزمون
Engle LM ARCH	انگل	۲۰/۱۳۰	۰/۰۰۰
Hall-Pagan LM	هال- پاگان	۳۴/۹۰۲	۰/۰۰۰
Harvey LM Test	هاروی	۲۰/۸۳۸	۰/۰۰۰
Wald Test	والد	۵۱/۴۱۷	۰/۰۰۰
Glejser LM Test	گلچسر	۳۲/۱۲۸	۰/۰۰۰
Breusch-Godfrey Test	بروش- گادفری	۲۸/۸۲۰	۰/۰۰۰
White Test - Koenker(R2)	وایت	۱۶/۱۴۳	۰/۰۴
Cook-Weisberg LM Test	کوک- ویسبرگ	۱۴۲/۸۰۳	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

با توجه به خروجی‌های ارائه شده در جدول (۵)، می‌توان دریافت که در آزمون‌های انگل، هال-پاگان و وایت، فرضیه صفر مبنی بر اینکه در مدل ناهمسانی واریانس فضایی وجود ندارد، رد می‌شود. همچنین مشاهده می‌گردد که در آزمون‌های بروش-گادفری، هاروی، والد، گلچسر، و کوک-ویسبرگ نیز فرضیه صفر، رد شده و این آزمون‌ها نیز وجود ناهمسانی واریانس فضایی در مدل را تأیید می‌کنند. اگر با فرض واریانس ناهمسانی، کارآیی ضرایب کاهش می‌یابد و تورش دار خواهند بود، بنابراین، جهت رفع ناهمسانی واریانس فضایی، از سه روش برآوردگرهای وزنی می‌توان استفاده کرد که عبارت است از استفاده از ماتریس فضایی، معکوس ماتریس فضایی و روش سوم معکوس مربعی ماتریس فضایی. در این پژوهش، به‌منظور رفع ناهمسانی واریانس فضایی، از معکوس مربعی ماتریس فضایی استفاده شد.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مدل‌های رشد درونزا، آموزش، رشد اقتصادی را از طریق پیشرفت تکنولوژی، تحت تأثیر قرار می‌دهد. آنچه آپیا و مک ماهون (Appiah, & McMahon, 2002)، در مطالعه خود، نشان دادند، این است که آموزش به‌طور مستقیم و غیرمستقیم از طریق بهبود شرایط سلامت، محیط، سرمایه-گذاری در سرمایه فیزیکی و کاهش بی‌ثباتی سیاسی و نرخ جرم و جنایت، تأثیر مثبتی بر رشد درآمد دارد.

در این میان، نتایج مطالعاتی نظیر مطالعه آرتادی و سالا ای مارتین (Artadi, & Sala-i-Martin 2003)، بیانگر رابطه مثبت نرخ نام‌نویسی در مقطع تحصیلی با نرخ رشد تولید ناخالص ملی سرانه در کشورهای آفریقایی بود که اکگوش (Akguç, 2011) در تأیید این موضوع، بیان می‌کند که در کشورهای با دارای درجه توسعه‌یافتگی بالا، آموزش عالی، اثر بیشتری بر درآمد سرانه دارد؛ درحالی‌که سطوح تحصیلی ابتدایی و دبیرستان در کشورهای کمتر توسعه‌یافته، اثر بیشتری دارد.

در این مطالعه، با استفاده از داده‌های پانل، به بررسی نقش آموزش دانش‌آموزان و کیفیت آن بر توسعه پایدار، پرداخته شد. از خصوصیات ویژه این‌گونه داده‌ها، افزایش احتمال بروز همبستگی فضایی در داده‌های پانل نسبت به داده‌های سری زمانی را می‌توان بیان کرد. همچنین بروز هم‌خطی کمتر در مدل، درجات آزادی بالاتر و کارآیی بیشتر برآوردها، از دیگر ویژگی این داده‌ها هستند. در این پژوهش، داده‌ها، متغیرهایی نظیر آموزش برابر، آموزش فراگیر، ترویج فرصت‌ها و آموزش باکیفیت در نظر گرفته شد که تأثیر آنها بر توسعه پایدار طی سال‌های ۹۸-۱۳۹۰ مورد مطالعه قرار گرفت.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

نتایج حاکی از آن بود که با افزایش یک درصدی آموزش برابر و آموزش باکیفیت، درآمد سرانه، به‌ترتیب، ۰/۷۹ و ۰/۰۴۷ واحد افزایش می‌یابد که نشان دهنده تأثیر چشمگیر آموزش برابر، بر توسعه پایدار است.

همان‌طور که گفته شد، در این مطالعه، شاخص آموزش برابر با نسبت کارکنان اداری و آموزشی استان به جمعیت، در نظر گرفته شد که میزان برخورداری یا محرومیت هر استان و درنتیجه، کیفیت آموزشی و توجه به امر آموزش در آنها را بیان می‌کند. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، هر چه برخورداری استان‌ها از امکانات آموزشی و افراد متخصص در امر آموزش بیشتر می‌شود، تأثیرگذاری مثبت این استان‌ها بر درآمد سرانه نیز به‌صورت قابل‌توجهی افزایش می‌یابد.

همچنین آموزش باکیفیت، به‌صورت نسبت تعداد معلمان به دانش‌آموزان محاسبه شد. بدیهی است که کاهش این نسبت، باعث به وجود آمدن کلاس‌های درسی پر تعداد می‌شود که کاهش کیفیت آموزش را در پی دارد و ممکن است در برخی مناطق محروم، عدم تشکیل کلاس‌های درسی را در پی داشته باشد و یا با توجه به کاهش کارآیی آموزش، باعث عدم انتقال انگیزه لازم برای ادامه تحصیل به دانش‌آموز و خانواده او شود و ترک تحصیل این دانش‌آموزان را به همراه دارد. این امر، زمینه‌ساز افزایش فقر در جامعه است؛ به این دلیل که دسترسی به آموزش عالی، علاوه بر اینکه ایجاد شغل می‌کند، امکان استفاده از حقوق و مزایای بالاتر را به همراه دارد (مسعودی و جواهری، ۱۳۸۲).

همچنین با توجه به وجود مدارس غیردولتی و کیفیت آموزشی بالاتر این مدارس که مورد استفاده اقشار مرفه‌تر جامعه می‌باشد، کاهش کیفیت آموزش، باعث تغییر هرم شغلی جامعه و تمرکز قشر مرفه در جامعه و افزایش شکاف طبقاتی خواهد شد که موجب کاهش کارآیی جامعه و نادیده گرفته شدن سایر استعدادها در بین افراد محروم می‌شود. در این مدل، تأثیر این امر بر درآمد سرانه به‌وضوح قابل‌مشاهده است. با افزایش یک‌درصدی آموزش فراگیر، توسعه پایدار ۰/۰۰۵ واحد افزایش می‌یابد که در توجیه این امر، می‌توان گفت، با توجه به اینکه متغیر مذکور نسبت میانگین سه دوره ابتدایی، متوسطه بزرگسال به نسبت دانش آموزان در نظر گرفته شده، تأثیر این سه دوره بر درآمد سرانه، مثبت است که این مقدار اثرگذاری، مقدار چشمگیری نیست که اهمیت آموزش عالی و تأثیر آن بر درآمد سرانه را بیش‌ازپیش نمایان می‌کند.

در مطالعه پاپاجورجیو (Papageorgiou, 2003)، آموزش ابتدایی در تولید کالاهای نهایی اهمیت دارد و آموزش عالی به نوآوری و به‌کارگیری فناوری جدید مربوط می‌شود. همچنین در مطالعه حاجبی و رزمی (۱۳۹۵)، زنان با سطح سواد پایین در کشورهای درحال‌توسعه، اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته و زنان با تحصیلات دانشگاهی با توجه به دارا بودن مهارت و تخصص‌های لازم در استفاده از فناوری‌ها، موجب بهبود در فرایند اقتصادی می‌شوند.

همچنین متغیرهای درآمد سرانه سال گذشته، با یک واحد افزایش، درآمد سرانه را به‌اندازه ۱/۰۴ واحد افزایش می‌دهد که بیانگر ارتباط درآمد سرانه هرسال با سال گذشته است. نتایج به‌دست‌آمده

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

از متغیر ترویج فرصت‌ها با ضریب ۰/۰۰۴ در سطح یک درصد، معنی‌دار نیست. این متغیر، نشان می‌دهد که توجه به علاقه و استعداد دانش آموزان، تا چه حد بر درآمد سرانه استان مؤثر است. می‌توان گفت که تربیت نیروی انسانی کارآمد، عامل رشد و توسعه اقتصادی و اجتماعی است و آموزش‌های فنی حرفه‌ای، به دنبال تربیت نیروی انسانی متخصص است. در این نوع آموزش، هنرجو مهارت و دانش مورد نیاز بازار کار را کسب می‌کند که به‌دلیل توأم نمودن آموزش‌های نظری و عملی، نقش مهمی در تشکیل سرمایه انسانی دارد (مقصودی، ۱۳۹۳).

در بررسی متغیرهای فضایی دوربین مدل برآوردی، اثر فضایی متغیر آموزش برابر با ضریب ۰/۵۰۱، از لحاظ آماری معنادار بوده و تأثیر مثبت و غیرمستقیمی بر توسعه پایدار دارد. اثر فضایی متغیر آموزش فراگیر با اثر فضایی ۰/۱۱ ازنظر آماری معنادار بوده و می‌توان گفت که افزایش نسبت میانگین سه دوره ابتدایی و متوسطه بزرگسال به تعداد دانش آموزان، تحت عنوان آموزش فراگیر در هر استان، مستقل از سایر استان‌های مجاور نیست و به‌صورت همزمان محرکی برای رشد درآمد سرانه ایران هستند. درواقع، همجواری استان موردنظر با استان‌هایی که این نسبت در آنها بالا بوده، باعث افزایش رقابت‌پذیری آن می‌شود و بالعکس.

اثر فضایی ترویج فرصت‌ها با ضریب ۰/۰۱ واحد، تأثیر قابل‌توجه و مثبتی را با سطح احتمال یک درصد بر درآمد سرانه دارد و مجاورت با استان‌هایی که ترویج فرصت‌ها در آنها بیشتر است، باعث افزایش درآمد سرانه آن استان می‌شود. می‌توان دلیل این ارتباط را این‌گونه بیان کرد که در شهرهای همجوار، امکان دسترسی به امکانات شهرهای اطراف بیشتر است. همچنین احتمال مهاجرت مردم نیز به شهرهای مجاور، بیشتر است.

همچنین ضریب متغیر آموزش باکیفیت به‌صورت معنی‌داری متفاوت از صفر است و ضریبی برابر با ۱/۴۲۳- دارد و در سطح یک درصد معنی‌دار است. با توجه به اینکه ضریب متغیر فضایی آموزش باکیفیت منفی است، می‌توان دریافت که اثرات مجاورت بر درآمد سرانه، منفی است و با افزایش تعداد معلم‌ها نسبت به دانش‌آموزان و به تبع آن، افزایش کیفیت آموزش در استان‌های دیگر، درآمد سرانه استان مورد نظر کاهش می‌یابد؛ بنابراین، متغیر آموزش باکیفیت، دارای اثرات فضایی منفی است. بدین ترتیب، هراندازه یک استان به استان‌های باکیفیت آموزشی بالاتر نزدیک‌تر باشد، درآمد سرانه آن استان، کاهش می‌یابد.

به‌طورکلی، در بین متغیرهای فضایی دوربین، همه متغیرها معنادار هستند که نشان‌دهنده وجود و تأیید اثر فضایی متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته است. با توجه به توصیف نظری و آماری صورت گرفته در این مطالعه و ضرایب به‌دست‌آمده، جهت اثربخشی بیشتر بخش آموزش بر رشد درآمد سرانه، می‌باید سرمایه‌گذاری بر روی عامل انسانی، ملاک و مبنای سیاستگذاری‌ها قرار گیرد.

همچنین لازم است که با اتخاذ سیاست‌های مناسب جهت توسعه علمی به‌منظور رشد اقتصادی، در زمینهٔ آموزش عالی متناسب با الگوهای ارتقاء نظام آموزشی، سرمایه‌گذاری بیشتری به عمل آید.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

ازآنجاکه آموزش فنی و حرفه‌ای نسبت به آموزش عمومی، پرهزینه‌تر می‌باشد و با توجه به تأثیر مثبت آن بر درآمد سرانه استان مورد نظر و استان‌های همجوار، ضروری است که دولت در تخصیص منابع مالی، توجه ویژه‌ای بر این نوع آموزش داشته باشد. همچنین ارتقاء کیفیت آموزش و ایجاد فرصت‌های عادلانه برای دسترسی به آموزش باکیفیت در اقشار کم‌درآمد جامعه، پیشنهاد می‌شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

منابع و مآخذ

افشاری، زهرا؛ شیرین بخش، شمس الله و ابراهیمی، سیده نثار (۱۳۹۱). بررسی مقایسه‌ای اثر اندازه بهینه هزینه‌های مصرفی و سرمایه‌گذاری دولت بر شاخص توسعه انسانی (مطالعه کشورهای توسعه یافته و درحال‌توسعه). *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۲(۸): ۵۰-۳۷.

افقه، سید مرتضی؛ آهنگری، عبدالمجید و عسکری پور، حسین (۱۳۹۹). برآورد شاخص توسعه انسانی استان‌های ایران و بررسی تأثیر آن بر رشد اقتصادی با استفاده از منطق فازی. *مجله علمی پژوهشی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی)*، ۱۷(۲): ۱۲۱-۸۹.

آقایی، مجید؛ رضاقلی زاده، مهدیه و باقری، فریده (۱۳۹۲). بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران. *فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی*، ۱۹ (۱): ۴۴-۲۱.

آل‌عمران، رؤیا و آل‌عمران، سید علی (۱۳۹۸). بررسی تأثیر آموزش عالی زنان بر رشد اقتصادی ایران. *فصلنامه علمی- پژوهشی زن و جامعه*، ۱۰(۳۹): ۳۰-۱۷.

حاجبی، الناز و رزمی، محمدجواد (۱۳۹۵). تأثیر آموزش عالی زنان بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب عضو اوپک و شمال آفریقا. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۶ (۲۴): ۲۰۰-۱۷۵.

شهبازی، کیومرث و حسنی، محمد (۱۳۹۱). تأثیر سطوح مختلف آموزشی بر رشد اقتصادی در کشور ایران. *پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی*، ۱۸(۴ (۶۶)): ۲۴-۱.

صالحی، محمدجواد (۱۳۸۱). تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران. *فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی*، ۲۳ و ۲۴.

غفوری، ماندانا؛ خداپرست مشهدی، مهدی؛ سلیمی فر، مصطفی و کاظمی، مصطفی (۱۳۹۵). اندازه‌گیری کارآیی خارجی آموزش رسمی و بررسی آثار آن بر رشد اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۴. *پژوهش های رشد و توسعه پایدار*، سال هفدهم، شماره ۴.

قیاسی، مجتبی؛ سرلک، احمد و غفاری، هادی (۱۳۹۷). سرمایه انسانی و رشد اقتصادی استان‌های کشور. *مجله پیاورد سلامت*. ۱۲ (۴): ۳۰۸-۲۹۶.

کلائی دارابی، رضا و تقوایی یزدی، مریم (۱۳۹۷). ارائه مدل ابعاد آموزشی و پژوهشی مراکز رشد و تأثیر آن بر توسعه پایدار دانشگاه‌ها. *مطالعات برنامه‌ریزی آموزشی*، ۷(۱۴): ۱۷۱-۱۴۶.

لطفی، عباسعلی و جلایر لاپین، زینب (۱۳۹۷). جایگاه آموزش‌وپرورش و ارتباط آن با توسعه اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته (کشورهای منتخب). *اقتصاد پولی، مالی*، ۱۵.

مجمع، شهره و عزلتی مقدم، فاطمه (۱۳۹۱). توسعه انسانی، جنسیت و آموزش عالی در کشورهای اسلامی (با تأکید بر جامعه ایران). *رهیافت*، شماره ۵۱: ۴۰-۲۹.

مسعودی، عصمت و جواهری، منوچهر (۱۳۸۲). تحلیل دسترسی به فرصت‌های برابر در توسعه آموزش عالی دولتی در کشور. *پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی*، شماره ۲۷ و ۲۸.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

مشکی، مهدی (۱۳۹۰). تعیین عوامل مؤثر بر عملکرد شرکت‌های بورسی با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآوردی. *مجله پیشرفت‌های حسابداری (دانشگاه شیراز)*، ۳(۱): ۱۱۹-۹۱.

مقصودی، فرشته (۱۳۹۳). نقش آموزش‌های فنی حرفه‌ای در اقتصاد کشور و توسعه کسب‌وکار. *کار و جامعه*، شماره ۱۷۳.

منجذب، محمدرضا و نصرتی، رضا (۱۳۹۷). *مدل‌های اقتصادسنجی پیشرفته همراه با ایویوز و استتا*. مؤسسه کتاب مهربان نشر.

ندیری، محمد و محمدی، تیمور (۱۳۹۰). بررسی تأثیر ساختارهای نهادی بر رشد اقتصادی با روش GMM داده‌های تابلویی پویا. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۳: ۲۴-۱.

هوشمند، محمود؛ حسن نژاد، حسین و قزلباش، اعظم (۱۳۹۲). سرمایه‌گذاری در آموزش‌وپرورش و تأثیر آن بر رشد اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه برگزیده. *آموزش عالی ایران*، ۶ (۱): ۱۰۶-۸۵.

یاوری، کاظم و اشراف‌زاده، سید حمیدرضا (۱۳۸۴). یکپارچگی اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه؛ کاربرد مدل جاذبه با داده‌های تلفیقی به روش GMM و همگرایی. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، (۳۶): ۲۸-۱.

Akguç, M. (2011). The effects of different stages of education on income across countries. Working paper, Toulouse School of Economics (TSE).

Ali, H.; Siddique, H.M.A.; Ullah, K., & Mahmood, M.T. (2018). Human capital and economic growth nexus in Pakistan: The role of foreign aid. Bulletin of Business and Economics, 7(1): 13-21.

Appiah, E., & McMahon, W. (2002). The social outcomes of education and feedbacks on growth in Africa. Journal of Development Studies, 38(4): 27-68.

Arellano, M. and O. Bover. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. Journal of Econometrics, 68: 29-51.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment. Rev. Econ. Stud., 58, 277-297.

Artadi, V., & Sala-i-Martin, X. (2003). The Economic Tragedy of the XXth Century: Growth in Africa. NBER Working Paper, 9865.

Baltagi, B. (2008). Econometric Analysis of Panel Data. John Wiley & Sons.

Barro, R. (1999). Human capital and growth in cross-country regressions. Swedish Economic Policy Review, 6(2): 237-277.

Biyase, M., & Kirsten, F. (2020). Education and economic growth in Cape and Natal colonies: Learning from history. The Journal of Developing Areas, 54(1).

Boutayeba, F., & Ramli, M. (2019). The link between education and economic growth in Algeria: An empirical investigation. International Journal of Advanced Research in Education and Society, 1(1): 35-43.

Blundell, R. and S. Bond. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. Journal of Econometrics, 87: 115-143.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]

Chonjo, P. N. (2018). The quality of education in Tanzanian primary schools: An assessment of physical facilities and teaching learning materials. Utafiti Journal, 1(1).

Greene, W. H. (2012). Econometric Analysis. New York University, 7th. Ed.

Hoang, A. D. (2019). Fantastic Educational Gaps and Where to Find Them: A review of research in educational equity and equality. Journal of International Education and Practice, Vol. 2, No. 4.

Jahangard, E. (2005). Forecast Iran's economic growth and compare with fourth development program. The Journal of Planning and Budgeting, 9(6), 5-46 (in Persian).

Lin, F. (2019, March). Higher Education Expansion and Economic Growth: A Empirical Analysis in China. In 2019 5th. International Conference on Information Management (ICIM) (pp. 130-133). IEEE.

Nowak, A. Z. & Dahal, G. (2016). The contribution of education to economic growth: Evidence from Nepal. International Journal of Economic Sciences, 5(2): 22-41.

Ogundari, K., & Awokuse, T. (2018). Human capital contribution to economic growth in Sub-Saharan Africa: Does health status matter more than education?. Economic Analysis and Policy, 58: 131-140.

Papageorgiou, C. (2003). Distinguishing between the effects of primary and post-primary education on economic growth. Review of Development Economics, 7(4): 622-635.

Pfeffer, F. T. (2015). Equality and quality in education. A comparative study of 19 countries. Social science research, 51: 350-368.

Psaki, S. R.; McCarthy, K. J., & Mensch, B. S. (2018). Measuring gender equality in education: Lessons from trends in 43 countries. Population and Development Review, 44(1): 117-142.

Suriyani, M.; Nor Fatimah, C.S., & Jumadil, S. (2018). The role of human capital and innovation capacity on economic growth in ASEAN-3. Journal Ekonomi Malaysia; 52(1): 257-68.

Yu, J.; De Jong, R., & Lee, L. F. (2008). Quasi-maximum likelihood estimators for spatial dynamic panel data with fixed effects when both N and T are large. Journal of Econometrics, 146(1): 118-134.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.7.6]