اثر سرمایه اجتماعی بر توسعه انسانی: مطالعه کاربردی مناطق ایران

احمد شعبانی | ashksadeq@yahoo.com

دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه امام صادق (ع)

سیدرضا نخلی | nakhli@isu.ac.ir

کارشناس‌ارشد رشته اقتصاد، دانشگاه امام صادق (ع)

مصطفی شیخانی | m.sheikhani@isu.ac.ir

دانشجوی کارشناسی‌ارشد رشته اقتصاد، دانشگاه امام صادق (ع)

دریافت: ۹۱/۱۰/۱۹ | پذیرش: ۹۲/۵/۳۰

چکیده: با نگاهی به سیر تحول نظریه‌های توسعه، مشخص می‌شود که تعریف مفهومی توسعه، از مفهوم رشد- بدون توجه به جنبه‌های انسانی بشر- به سمت توجهات انسانی معطوف گشته است. شاخص‌های توسعه نیز همگام با نظرهای توسعه دچار پیشرفت‌هایی شده و از شاخص رشد اقتصادی (به‌عنوان شاخصی برای توسعه)، به شاخص توسعه‌پایدار و در نهایت به شاخص توسعه انسانی رسیده است. از زمانی که شاخص توسعه انسانی به‌عنوان شاخصی شناخته‌شده و پذیرفته‌شده از سوی جامعه بین‌الملل مدّ نظر سیاست‌گذاران است، این سؤال به‌عنوان سؤالی اساسی مطرح است که عوامل اثرگذار بر این شاخص چه عواملی هستند؟ یکی از عوامل مهم در اثرگذاری بر این شاخص سطح سرمایه اجتماعی به عنوان عامل آسان‌کننده جریان تولید، خلق ثروت و رفاه است. این پژوهش به دنبال نقش سرمایه اجتماعی در ارتقای شاخص توسعه انسانی در ابعاد منطقه‌ای طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۵ است. فرضیه این پژوهش، نقش مثبت سرمایه اجتماعی در بالابردن سطح شاخص توسعه انسانی است که نویسنده با روش اقتصادسنجی داده‌های تابلویی فضایی و با استفاده از داده‌های استانی در پی تأیید این فرضیه بوده است. نتیجه حاصل از این پژوهش مؤید نقش مثبت اثرگذاری لگاریتم سرمایه اجتماعی بر لگاریتم شاخص توسعه انسانی با ضریب ۰/۰۶ است.

کلیدواژه‌ها: سرمایه اجتماعی، توسعه انسانی، شاخص توسعه انسانی، مدل داده‌های تابلویی فضایی، ایران.

طبقه‌بندی JEL: R58, C23, O21.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه | سال هجدهم | شماره ۲ | تابستان ۱۳۹۲ | ص ص ۱۶۱-۱۲۷

شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | نمایه در ISC

مقدمه

سرمایه بنا به تعریف، مجموعه منابعی است که به‌منظور کسب منفعت، سرمایه‌گذاری و یا منتقل می‌شود (Nan, 2004). در تعریفی دیگر، سرمایه عبارت است از هر آنچه که یک جریان خدمات را در طول زمان نتیجه می‌دهد. این یک مفهوم از جریان تولید است که در اقتصاد برای تولید بیشتر به‌کار می‌رود. در این دیدگاه، دانش نیز نوعی از سرمایه محسوب می‌شود (سلیمانی، ۱۳۸۷). با توجه به تعریف مذکور و اندکی تأمل در مفهوم سرمایه، این مسئله روشن می‌شود که ارتباطات و انسجام‌های اجتماعی نیز از آن جایی که جریان تولید و خدمات را روان و آسان می‌کنند -می‌توانند نوعی سرمایه محسوب شوند. سرمایه حاصل از چنین شبکه‌سازی انسانی را سرمایه اجتماعی گویند. تأکید دانشمندان بر مسئله سرمایه اجتماعی ناشی از تأثیرات چند بعدی و بسیار مهم این مقوله بر وضعیت سیاسی، اجتماعی و به‌ویژه اقتصادی جوامع مختلف است. توجه به ابعاد مختلف مفهوم سرمایه اجتماعی، به‌عنوان تسهیل‌کننده روابط در برخوردهای انسانی، در دهه‌های اخیر موجب شده که به موازات سایر رشته‌ها، اقتصاددانان نیز تلاش کنند منافع اقتصادی این مفهوم را شناسایی کرده و در تحلیل‌های اقتصادی دخیل نمایند.

سرمایه اجتماعی با تقویت دو عنصر اصلی اعتماد و مشارکت گروهی و در نتیجه با تسهیل عدم اطمینان در تعاملات پیچیده و کاهش نیاز به ضمانت‌های اجرایی، به وجود آوردن امکان مبادله آسان اطلاعات، افزایش مهارت‌های اجتماعی اعضاء، بالابردن درجه مشارکت در گروه‌ها و سازمان‌های مولد، بالا بردن انعطاف و افزایش تعاملات اجزاء نظام اقتصادی و غیره، به بهبود وضعیت اقتصادی کمک شایانی می‌کند.

توسعه انسانی نیز رویکردی است که تا سال ۱۹۷۰ مبتنی بر مفهوم رشد اقتصادی از توسعه (عربی و لشگری، ۱۳۸۳) بود که پس از آن با بروز نتایج ناخوشایند فقر و افزایش بی‌عدالتی‌ها (تودارو، ۱۳۶۶) و به توصیه نخبگان اقتصادی و سیاسی، انسان، محوریت و کانون مفهوم توسعه تعریف شد (گریفین و مک‌کنلی، ۱۳۷۷). سه محور اساسی برای توسعه انسانی از جمله: ۱) امکان برخورداری از عمری طولانی همراه با تندرستی؛ ۲)کسب دانش؛ و ۳) دسترسی به منابع مورد نیاز برای تأمین سطح شایسته‌ای از زندگی (عربی و لشگری، ۱۳۸۳) تعریف گردید و در نهایت شاخص ترکیبی توسعه انسانی بر مبنای نظر محجوب‌الحق (فیض‌زاده، ۱۳۸۲) به‌عنوان معیاری برای سنجش جامعه جهانی در نظر گرفته شد (کریم‌کشته و زمانیان، ۱۳۸۳).

دانش اقتصاد منطقه‌ای نیز به دنبال آن بود که با در نظر گرفتن تفاوت‌های فرهنگی، اجتماعی،

سیاسی و جغرافیایی مناطق مختلف و با در نظر گرفتن مزیت‌های نسبی و توانمندی‌های مناطق، بهترین راه‌کار در جهت بهبود وضعیت شاخص‌های اقتصادی هر منطقه (مانند رفاه، رشد و...) را به سیاست‌گذاران پیشنهاد کند (Meyer, 1963). توزیع نامتعادل منابع و عوامل اقتصادی، استعدادها و قابلیت‌های متفاوتی را برای مناطق مختلف به همراه داشته که بر شاخص‌های توسعه منطقه‌ای اثرگذار بوده است (آذر، ۱۳۸۵).

آنچه که این پژوهش به دنبال آن است بررسی نقش سرمایه اجتماعی در شاخص توسعه انسانی در ابعاد استانی است. فرضیه اولیه بر نقش مثبت سرمایه اجتماعی در ارتقای این شاخص در ابعاد استانی است که برای تأیید این فرضیه از روش اقتصادسنجی داده‌های تابلویی فضایی مربوط به داده‌های استانی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۵ بهره گرفته شد. در این مقاله در ابتدا به بررسی پیشینه پژوهش و سپس به تبیین مبانی نظری آن شد و در نهایت به مدل‌سازی، تخمین ضرایب و در گام آخر به تحلیل نتایج و نتیجه‌گیری کل بحث پرداخته خواهد شد.

مبانی نظری پژوهش

طبق تعریف، شاخص توسعه انسانی از سه زیر شاخص اصلی تشکیل شده است که عبارتند از: درآمد سرانه، شاخص بهداشت و شاخص آموزش. برای پرداختن به عوامل اثرگذار بر شاخص توسعه انسانی لازم است عواملی احصا شوند که حداقل بر یکی از این زیرشاخص‌ها مؤثر باشند (قائمی، ۱۳۹۰). اما قبل از پرداختن به مبانی نظری، لازم است به منطق انتخاب متغیرهای مدل پرداخته شود. عوامل اثرگذار در توضیح‌دهندگی شاخص توسعه انسانی را می‌توان به سه دسته کلی تقسیم کرد:

عواملی که منشأ آن‌ها، حضور دولت و بخش عمومی در اقتصاد است که می‌توان از مخارج دولت به صورت تملک دارایی‌های سرمایه‌ای در امور اقتصادی، تملک دارایی‌های سرمایه‌ای در امور اجتماعی، و درآمدهای اختصاص‌یافته به استان‌ها از محل اختیارات استانی به صورت درصدی از درآمد سالانه هر استان به‌عنوان مصداق مهم آن نام برد.

عواملی که منشأ آنها، بخش غیردولتی در اقتصاد ملّی هستند را می‌توان از اجزاء بخش تولید (سرمایه بخش خصوصی، نیروی کار و فناوری) در بخش خصوصی به عنوان مصداق آن نام برد، اما اعتبارات بانکی به بخش غیردولتی در استان‌ها به‌عنوان عاملی که شروع‌کننده تولید است و تأمین‌کننده تمام اجزاء تولید می‌باشد، می‌تواند نماینده خوبی برای نمایش تحرکات بخش غیردولتی باشد که در این پژوهش به جای تولید یا اجزاء آن به‌کار گرفته شده است.

اثر سرمایه اجتماعی بر شاخص توسعه انسانی

تاثیر سرمایه اجتماعی بر آموزش

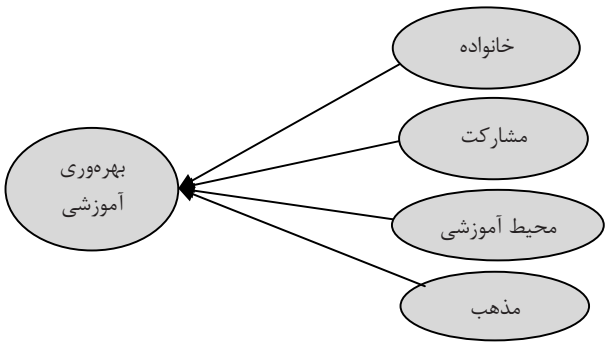
ابعاد و مؤلفه‌های سرمایه اجتماعی نقش چشم‌گیری در بهبود وضعیت آموزشی ایفا می‌کنند. بنا بر اصول جامعه‌شناسی و روان‌شناسی، کودکانی که خانواده آن‌ها از لحاظ اجتماعی و اقتصادی در وضعیت مناسبی قرار دارند، از لحاظ آموزشی بهتر از خانواده‌های آسیب‌پذیر هستند و زمینه‌های تبدیل سرمایه اجتماعی به سرمایه انسانی در آنها فراهم‌تر است (Field, 2008). تأثیر منفی اشتغال مادران بر میزان بهره‌وری آموزشی فرزندان - که طبیعتاً همبستگی و ثبات خانواده را کاهش می‌دهد- از مصادیق این نظریه است. در صورت وجود سرمایه اجتماعی بالاتر در میان والدین، انتظارهای آموزشی آن‌ها بالاتر رفته و این امر به ارتقاء سطح بهره‌وری آموزشی آن‌ها کمک می‌کند (Dika & Singh, 2002).

از طرفی نهادهای مذهبی از مهمترین جایگاه‌هایی هستند که در آن فعالیت اجتماعی بر مبنای روح اعتماد، تعاون و همبستگی شکل می‌گیرد، البته منظور آن دسته از مذاهبی است که از اعمال فردی، فراتر رفته و برای فعالیت اجتماعی نیز ارزش قایل هستند. کلمن مسئول اجرای چند پژوهش در مورد عملکرد اقلیت‌ها در مدارس دولتی و خصوصی بوده که نتایج آن‌ها آثار مثبت مدارس مذهبی بر عملکرد دانش‌آموزان را تأیید کرده است (Field, 2008).

محیط اجتماعی زندگی و محل تحصیل دانش‌آموزان و محصلین نیز بر سطح آموزش آنها مؤثر است. جابه‌جایی جغرافیایی، می‌تواند سبب گسستگی سرمایه اجتماعی خانواده شده و آثار مخربی را بر تحصیلات کودکان بر جای گذارد. Field (2008) به نقل از لاگلوا در سال ۲۰۰۰ در پژوهشی درباره جوانان در اسلو دریافت که جوانان کشورهای در حال توسعه نسبت به جوانان گروه‌های دیگر، دید بهتری نسبت به مدرسه دارند.

مشارکت اجتماعی مؤلفه چهارمی است که می‌تواند بر سطح بهره‌وری آموزشی مؤثر باشد. همکاری، تعاون و همبستگی مابین اعضاء گروه‌ها موجب می‌شود که افراد در فضایی همراه با رقابت و سایر ابعاد انسانی همچون کمک به همنوع و دلسوزی نسبت به وضعیت یکدیگر احساس مسئولیت داشته باشند. در چنین فضایی، افراد تلاش می‌کنند با به‌کارگیری توانمندی‌های خود، ضعف‌های یکدیگر را پوشش دهند. Groot *et al.* (2006) به نقل از گلیسر در سال ۲۰۰۰ در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که رابطه مثبتی بین سطح تحصیلات و عضویت در گروه‌ها و سازمان‌ها وجود دارد.

با توجه به گفتارهای فوق می‌توان ارتباط چهار جزء سرمایه اجتماعی را با آموزش به طور ساده در قالب شکل زیر نشان داد.



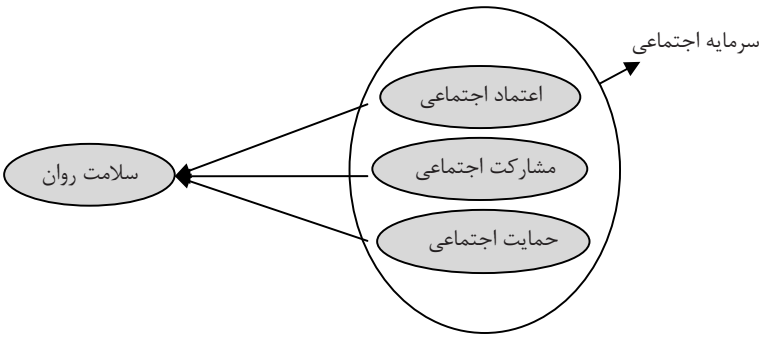
شکل ۱: تأثیر سرمایه اجتماعی بر آموزش

تأثیر سرمایه اجتماعی بر بهداشت

اینکه سرمایه اجتماعی و سلامتی به هم مربوط هستند، ایده‌ای است که حداقل یک قرن عمر دارد. تاج‌بخش (۱۳۸۴) از قول گری وینسترا در سال ۲۰۰۴ بیان می‌کند: «اگر تنها یک حقیقت مسلم در پژوهش‌های بهداشتی وجود داشته باشد، این است که موقعیت اجتماعی و تندرستی با یکدیگر ارتباط قوی دارند». دو گونه از اثرهای سرمایه اجتماعی بر بهداشت را می‌توان به این صورت مطرح کرد: اثرهای ساختی و قرینه‌ای. دانشمندان با استفاده از تحلیل‌های مختلف، «اثرِ ساختی» سرمایه اجتماعی بر سلامتی را معرفی کرده‌اند. اثرهای ساختی، تأثیرات مستقیم مشارکت مدنی، مشارکت در شبکه‌ها و احساس اعتماد را بر سلامتی اعضاء که در نتیجه مشارکت و اعتماد ایجاد می‌شود، اندازه‌گیری می‌کند. از سوی دیگر در سطح کلان، سرمایه اجتماعی ممکن است با استفاده از ایجاد جایگاه‌های سیاسی، به طور غیرمستقیم بر سلامتی جمعیت تحت حاکمیت تأثیرگذار باشد (Fiona & Jonston, 2007)، به این اثرها، «اثرهای قرینه‌ای» یا اثرهای غیرمستقیم سرمایه اجتماعی بر بهداشت گفته می‌شود.

سرمایه اجتماعی از راه‌های مختلفی بر بهداشت و امید به زندگی تأثیرگذار است که در اینجا به سه راه آن به اختصار اشاره می‌شود: وجود سرمایه اجتماعی می‌تواند سلامت روان را برای افراد جامعه تأمین کند. بیماری‌های روحی، افسردگی و بسیاری از انواع عقده‌های روانی از مواردی هستند که در بسیاری اوقات در نتیجه تنهایی، گوشه‌گیری و عزلت افراد به‌وجود می‌آیند که حاصل دوری

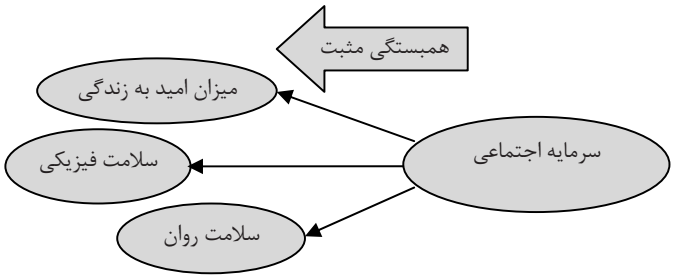
از محیط‌های پر تکاپوی اجتماعی، رفت و آمدهای دوستانه، کاری و فامیلی، وجود صداقت، اعتماد، و سلم و صفا در جامعه می‌باشد (Sullivan *et al.*, 2008) . Sullivan *et al.* (2008) به نقل از تویت و هویت در سال ۲۰۰۱، به این نتیجه رسیدند که تعداد ساعات فعالیت داوطلبانه به طور شگرفی با سلامت روانی و خوشایندی افراد مرتبط است.



شکل ۲: تأثیر سرمایه اجتماعی بر سلامت روان

از سوی دیگر سرمایه اجتماعی می‌تواند سلامت فیزیکی را برای افراد به‌دنبال داشته باشد. پاتنام که از محققین این حوزه است، با استفاده از نتایج پژوهش‌های متعدد این همبستگی کلی را تأیید کرده است. Sullivan *et al.* (2008) به نقل از یانگ و گلاسگو (۱۹۹۸) مطرح کرده است سطوح سلامتی زنان و مردان با افزایش مشارکت اجتماعی افزایش می‌یابد.

مورد سوم، به تأثیر سرمایه اجتماعی بر سطح امید به زندگی افراد اشاره دارد. پژوهش‌ها نشان می‌دهد نرخ مرگ و میر مردمی که شبکه‌های اجتماعی قوی‌تری دارند، نصف یا یک‌سوم نرخ مردمی است که ارتباطات ضعیف اجتماعی دارند (Sullivan *et al.*, 2008). فیلد (۱۳۸۵) به نقل از مون، مک‌کلین و ویلیامز در سال ۱۹۸۹ نیز با پردازش یک نمونه‌گیری که در سال ۱۹۵۶ از زنان ۲۵ تا ۵۰ ساله انجام داده بود، به این نتیجه رسید که مشارکت در کلوپ‌ها و فعالیت‌های داوطلبانه، نقش زیادی در محافظت افراد در برابر مرگ و میر ایفا می‌کند. بنابراین تأثیر سرمایه اجتماعی بر بهداشت و سطح امید به زندگی افراد را می‌توان در قالب شکل زیر بیان کرد:



شکل ۳: تأثیر سرمایه اجتماعی بر بهداشت

فیلد (۱۳۸۵) به نقل از پاتنام در سال ۱۹۸۴، حدس می‌زند که ارتباط سرمایه اجتماعی با سلامتی و بهداشت به چهار دلیل است: الف) شبکه‌های اجتماعی به گونه‌ای کمک‌های مادی را در اختیار افراد قرار می‌دهند که سبب کاهش اضطراب شود؛ ب) شبکه‌ها، معیارهای سلامتی و بهداشت را تقویت می‌کنند؛ ج) شبکه‌ها می‌توانند خدمات بهداشتی بهتری را تقاضا کنند؛ و د) تعامل و فعالیت اجتماعی سبب فعال‌تر شدن سیستم دفاعی بدن می‌شود. همان‌طور که مشاهده می‌شود وی در تبیین این نوع ارتباط، تنها نقش شبکه‌ها که در زیر به عنوان مشارکت اجتماعی تعریف می‌شوند را در نظر گرفته است؛ درحالی‌که می‌توان با بررسی مفاهیم و شاخصه‌های دیگری از سرمایه اجتماعی همچون اعتماد و صداقت، نقش آن‌ها را نیز در سلامت جسمی و روانی جامعه به وضوح مشاهده کرد (فیلد، ۱۳۸۵).

تأثیر سرمایه اجتماعی بر میزان درآمد

با گذشت زمان، مردم از زندگی در فضای فردی به سمت و سوی زندگی اجتماعی سوق داده شده‌اند. در واقع فردگرایی منجر به کاهش تعاون و همکاری، و در نتیجه کاهش تولید و افزایش مخاطرات برای افراد می‌شود. این نظر منطبق با نظر بهینه‌گرایان[1] مبنی بر امکان دست‌یابی به درآمد بیشتر از مجرای تخصصی‌شدن است. افزایش ارتباط افراد با جوامع مدرن موجب می‌شود که بهره‌وری و رفاه افرادی مثل کشاورزان فقیر افزایش یافته و سطح زندگی مادی آن‌ها به حد استاندارد خود نزدیک شود. از سوی دیگر ارتباط و پیوند اجتماعی افراد با یکدیگر می‌تواند از تأثیر تحریم‌های داخلی و افزایش تعارضات اجتماعی که منجر به شکست همکاری‌ها می‌شوند، بکاهد. حضور مردم در

1. Optimists

کلیساها که خود از ابعاد مهم سرمایه اجتماعی محسوب می‌شود، می‌تواند یک شبکه سالم ایجاد کند که آن‌ها بتوانند در طول زمان بدون نگرانی به فعالیت اقتصادی پرداخته و دچار ورشکستگی نشوند (Wiig, 2003).

سرمایه اجتماعی همچون سرمایه انسانی در میزان درآمد افراد و تولید آنان مؤثر است. این مطلب در چندین مطالعه خرد که توسط بانک جهانی انجام شده نیز مورد تایید بوده است (Paldam & Gert, 2000). خانواده‌های با سرمایه اجتماعی بالا، مصرف سرانه بالاتری دارند. همچنین این خانواده‌ها دارای سرمایه بالاتر، پس‌انداز بیشتر و سطح اعتبار مطلوب‌تری هستند (Groot *et al.*, 2006).

اثر مخارج دولت بر شاخص توسعه انسانی

طبق مطلب بیان شده در خصوص عوامل اثرگذار بر شاخص توسعه انسانی، یکی از متغیرهایی که بر اجزای شاخص توسعه انسانی مؤثر است، هزینه‌های دولت می‌باشد. در این پژوهش نیز برای اینکه مدل پژوهش از تصریح قوی‌تر و کامل‌تری برخوردار باشد، به سایر عوامل اثرگذار بر شاخص توسعه انسانی به جزء سرمایه اجتماعی توجه شده و متغیرهای مربوط به هزینه‌های دولتی نیز جزء متغیرهای مدل در نظر گرفته شده‌اند.

اثر مخارج دولت بر تولید ناخالص ملّی

از مباحث مهم و محوری در اقتصاد کلان، اثراتی است که سیاست‌های پولی و مالی بر درآمد یک کشور دارد. این سؤال مطرح است که "آیا سیاست‌های مالی اعمال شده از طرف دولت (که به صورت مخارج دولتی صورت می‌پذیرد)، در اقتصاد یک کشور اثر واقعی (به معنای اثر بر درآمد واقعی) از خود بر جای می‌گذارد یا خیر؟" در پاسخ به این سؤال، صاحب‌نظران اقتصادی مختلف، اظهارنظرهای متفاوتی را بیان نموده‌اند.

مکتب کلاسیک[1] با در نظر گرفتن انعطاف‌پذیری قیمت‌ها و فرض رفتار عقلایی عاملان اقتصادی معتقدند که شوک‌های طرف تقاضا هیچ اثر واقعی در اقتصاد ندارند و تنها اثرات اسمی بر روی قیمت‌ها خواهند داشت (برنسون[2]، ۱۳۸۶). مکتب کینزی‌های سنتی[3] معتقدند که با وجود چسبندگی‌های اسمی، منحنی عرضه اقتصاد صعودی است و با شوک‌های طرف تقاضا و سیاست‌های مالی، شاهد

1. Classic
2. Branson
3. Keynesian

اثرات واقعی در اقتصاد خواهد بود. کینزی‌های مدرن بر این عقیده‌اند که با فرض رفتارهای غیرعقلاییِ عاملان اقتصادی، اثرات واقعی در اقتصاد به وقوع می‌پیوندد (Romer, 2006). کلاسیک‌های جدید[1] به فاکتورهای اساسی زیر برای ایجاد اثرات واقعیِ شوک‌های طرف تقاضا در اقتصاد اشاره نموده‌اند:

- شرایط اطلاعات ناکامل[2] در پیش‌بینی تغییرات حجم پول یا قیمت که توسط لوکاس مطرح شد؛
- شرایط رقابت ناقص[3] حتی در صورت وجود انعطاف‌پذیری قیمت‌ها؛
- وجود موانع بر سر راه تعدیل قیمت‌ها به صورت هزینه‌های تعدیل قیمت[4]؛
- جابه‌جایی شدید نقطه تعادل در اقتصاد در اثر شوک‌های تقاضا به دلیل چسبندگی واقعی که در تئوری‌های غیروالراسی واقعی[5] مطرح است؛
- تعیین قیمت از چند دوره قبل به‌دلیل وجود هزینه‌های ناشی از تعدیل قیمت در مدل‌های تعدیل قیمتی دوره‌ای[6] با رویکرد داینامیک حتی با فرض رفتارهای عقلایی عاملان اقتصادی (مانند تئوری‌های فیشر[7] و تیلور[8]) (Romer, 2006).

طبق تئوری‌های اقتصادی فوق وجود انعطاف‌ناپذیری قیمت‌ها، انتظارات غیرعقلایی عاملان اقتصادی، اطلاعات ناکامل، رقابت ناقص و وجود موانع بر سر راه تعدیل قیمت‌ها در اقتصاد کشور باعث بروز اثرات واقعی در اقتصاد خواهد شد که این مباحث خارج از موضوع مقاله حاضر است.

اثر مخارج دولت بر بهداشت و آموزش

از نظر ساموئل سون کالای عمومی[9] به کالایی اطلاق می‌شود که همه افراد جامعه به طور مشترک از مصرف آن منتفع می‌شوند و مصرف هر فرد از آن کالا باعث کاهش مصرف سایرین نمی‌شود. این تعریف اشاره به دو ویژگی مصرف غیررقابتی و استثناءناپذیری[10] دارد (Samuelson, 1954). کالاهای عمومی از مصادیق شکست بازار محسوب می‌شوند که ورود دولت در تأمین این نوع از کالاها را می‌طلبد. از طرفی کالاهایی به نام کالاهای شبه عمومی[11] یا مرکب در طیف کالاهای عمومی قرار دارند

1. New Classic
2. Lucas Imperfect Information Model
3. Imperfection Competition Model
4. Meno Cost
5. Real Non-Walrasian Theories
6. Staggered Price Adjastment Model
7. Fischer
8. Taylor
9. Public Goods
10. Non-Excludability
11. Quasi – Public Goods

که قابلیت استثناءپذیری دارند، اما ویژگی مصرف غیررقابتی از کالاهای عمومی در آنها همچنان باقی است و ویژگی کالاهای باشگاهی[1] را نیز دارا هستند. ویژگی مهم این کالاها آن است که استفاده از این کالاها توسط عده‌ای که بابت مصرف آنها حاضر به پرداخت مبلغی می‌شوند، نوعی اثر خارجی[2] ایجاد می‌کنند که ماهیت کالای عمومی محض را داراست (Evans, 1970). کالاهایی مانند آموزش و بهداشت در جامعه که جزء این دسته به حساب می‌آیند، اثرات مثبت خارجی دارند که ماهیت کالای عمومی دارد. به‌عنوان مثال مبادرت عده‌ای به آموزش در جامعه، منافع اجتماعی ایجاد می‌کند که تمام افراد جامعه می‌توانند از آن بهره‌مند شوند. همین مطلب در مورد بهداشت نیز صادق است و بهداشت نیز چنین منافع اجتماعی را ایجاد می‌کند. چون مکانیزم بازار، اثرات خارجی مثبتی را در جامعه نمی‌تواند به‌طور شایسته‌ای در محاسبات خود وارد کند، زمینه لازم برای ورود دولت جهت تأمین مالی و تولید این کالاها فراهم می‌شود (کولیس و جونز[3]، ۱۳۸۸).

از طرفی Musgrave (1959) در بیان مفهوم کالاهای شایسته[4] می‌نویسد: «این کالاها از طریق خدماتی که استثناءپذیرند به وسیله مکانیزم بازار تأمین می‌گردد. اگر احساس شود که شایستگی این کالاها زیاد است و می‌توان آن را از محل بودجه عمومی در سطحی بیشتر از آنچه که طبق مکانیزم بازار تأمین می‌شود، ایجاد نمود، آنگاه این کالاهای شایسته به کالاهای عمومی تبدیل می‌شود و به نحوی دخالت دولت در اقتصاد برای تأمین این نوع از کالاها توجیه می‌شود. کالاهایی مانند بهداشت و آموزش را می‌توان جزء کالاهای شایسته در نظر گرفت که لزوم دخالت دولت برای تولید کالاهای بهداشت و آموزش را توجیه می‌کند.

پیشینه پژوهش

احمدوند و امیری (۱۳۸۸) در مقاله‌ای با عنوان «نگاهی به شاخص توسعه انسانی و جایگاه ایران در برخورداری از توسعه انسانی در مقایسه با سایر کشورها»، پس از بررسی شاخص توسعه انسانی، اجزاء و نحوه محاسبه آن، به این نکته اشاره کردند که به دلیل اثرپذیری شدید درآمد سرانه از درآمدهای نفتی در کشورهای نفتی، باید برای تحلیل شاخص توسعه انسانی از نسبت تغییرات HDI به تغییرات درآمد سرانه استفاده کرد.

سوری و مهرگان (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای به اثرگذاری سرمایه اجتماعی بر تمایل به سرمایه‌گذاری

1.Club Goods
2.Externalities
3. Cullis & Jones
4. Merit Goods

در سرمایه انسانی جامعه پرداختند و با اشاره به اشتغال نیروی کار تحصیل‌کرده به‌عنوان ملاکی برای تعریف سرمایه انسانی، رابطه مثبت میان سرمایه اجتماعی و سرمایه انسانی را در قالب یک مدل‌سنجی تأیید نمودند.

مقصودی (۱۳۸۹) در پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد خود با استفاده از روش AHP به اندازه‌گیری سرمایه اجتماعی استان‌های کشور در سال ۱۳۸۲ پرداخت و در نهایت به صورت تحلیلی و با استفاده از مدل‌سنجی ساده به اثرگذاری سرمایه اجتماعی بر شاخص توسعه انسانی مناطق در سال ۱۳۸۲ پرداخت. در نهایت وی به رابطه معکوس بین سرمایه اجتماعی و شاخص توسعه انسانی در مدل‌سنجی خود دست یافت.

سلیمانی (۱۳۸۷) به نقل از نویسندگان زیر بیان می‌کند که: جیمز کلمن در سال ۱۹۹۴ در مطالعه‌ای به بررسی نقش سرمایه اجتماعی بر تشکیل سرمایه انسانی پرداخته و سرمایه اجتماعی را منبعی برای جامعه می‌داند که افراد را به سرمایه‌گذاری در افراد جوان جامعه سوق می‌دهد. گروتارت و سوآمی در سال ۲۰۰۲ نیز در مطالعه‌ای به اثرگذاری سرمایه اجتماعی در سرمایه انسانی اشاره می‌کند و شرکت والدین دانش‌آموزان در انجمن‌های اولیاء مدرسه را بسیار در تحصیل دانش آموزان مؤثر می‌داند. کار پژوهشی استون و همکاران وی در سال ۱۹۹۹ نیز به اثرگذاری مثبت سرمایه اجتماعی بر سرمایه انسانی در قالب مدل تحصیلی دانش آموزان اشاره دارد. ویلیامسون در سال ۱۹۸۱ و بیکر در سال ۱۹۸۴ نیز در زمینه پژوهش‌های انجام شده در زمینه بُعد اقتصادیِ سرمایه اجتماعی، اثرات سرمایه اجتماعی را بر عملکرد نهادهای اقتصادی بررسی کردند. فدریک، دکات و لوئیز نیز در سال ۱۹۹۹ در مقاله خود با عنوان «رشد اقتصادی، سرمایه اجتماعی» وابستگی سرمایه اجتماعی به رشد اقتصادی را نشان دادند. مایکل پولت در سال ۲۰۰۲ نیز در مقاله‌ای با عنوان «اقتصاد، اعتماد، هنجارها و شبکه‌ها» برخی پایه‌های اقتصادی سقوط سرمایه اجتماعی در آمریکا را بررسی کردند. همچنین گلیز، لیبسون و ساکردوت در سال ۲۰۰۲ در پژوهش خود با عنوان «رویکردی اقتصادی به سرمایه اجتماعی»، الگوی انباشت سرمایه اجتماعی را طراحی کردند.

همچنین سلیمانی (۱۳۸۷) به نقل از سوری در سال ۱۳۸۳، رابطه کاهش سرمایه اجتماعی و بعضی متغیرهای اقتصادی از جمله سرمایه‌گذاری سرانه بخش خصوصی و رشد اقتصادی را برای داده‌های سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۷۹ مورد بررسی قرار داد و به اثر مثبت کاهش سرمایه اجتماعی بر رشد اقتصادی دست یافت. از طرف دیگر سلیمانی (۱۳۸۷) به نقل از غفاری در سال ۱۳۸۴ نیز در تحقیق ملّیِ «تبیین و سنجش سرمایه اجتماعی کشور» پس از تحلیل نمونه سیزده هزار نفری خود

سطح شاخص سرمایه اجتماعی کشور را برآورد نمود.

سوری و مهرگان (۱۳۸۶) با استفاده از شاخص‌های نرخ رشد طول تحصیل نیروی کار و نرخ رشد پرونده‌های قضایی، اثرات سرمایه اجتماعی در تشکیل سرمایه انسانی را بررسی و رابطه مثبت آن را تأیید کردند. سلیمانی (۱۳۸۷) نیز تفاوت شاخص سرمایه اجتماعی در استان‌های کشور و تأثیر آن بر رشد اقتصادی این استان‌ها را مورد مطالعه قرار داد و به اثر مستقیم آن دست یافت.

با بررسی تمام پژوهش‌های انجام شده در زمینه سرمایه اجتماعی، شاخص توسعه انسانی و اثرگذاری آنها بر هم، این نتیجه حاصل شد که مشابه پژوهش حاضر در کشور مطالعاتی صورت پذیرفته است، اما به طور دقیق نه از حیث موضوع و نه از حیث مدل به کار رفته در این پژوهش (مدل داده‌های تابلویی فضایی)، تا به حال کار مطالعاتی مشابه انجام نپذیرفته است. از این رو پژوهش حاضر از نوآوری نیز برخوردار است.

روش پژوهش

مدل‌سازی اثر سرمایه اجتماعی بر شاخص توسعه انسانی منطقه‌ای

اقتصادسنجی یکی از ابزارهای بسیار مهم در تبیین روابط بین متغیرهای اقتصادی است که در صورت تفاوت داده‌ها و شرایط آماری، از رویکردهای مختلف این ابزار مهم بهره گرفته می‌شود. یکی از این رویکردها اقتصادسنجی داده‌های تابلویی[1] است که نسبت به مدل‌های داده‌های مقطعی و داده‌های سری زمانی جامع‌تر است و در واقع تلفیقی از داده‌های مقطعی و سری زمانی می‌باشد. مزیت این رویکرد در نظر گرفتن ناهمگنی‌های افراد و انواع، امکان مدل‌سازی و آزمون رفتارهای پیچیده‌تر (Baltagi, 2005)، افزایش قدرت استنباط از مدل‌سنجی با انجام تست‌های هم‌جمعی نسبت به مدل سری‌های زمانی (Phillips & Moon, 1999)، حداقل واریانس ناهمسانی به دلیل در نظر گرفتن واحدهای مورد بررسی در طی زمان، به‌دست آوردن درجات آزادی بالاتر با استفاده از اطلاعات بیشتر در ابعاد زمانی و مقطعی، افزایش کارآیی برآوردهای حاصله و رفع مشکل هم‌خطی کاهش تورش تخمین (Hsiao, 2003) است.

رویکرد جزئی‌تر اقتصادسنجی که در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است، اقتصادسنجی فضایی است که در نتیجه ورود جنبه‌های فضایی، وابستگی، ناهمسانی فضایی و... به مدل‌های اقتصادسنجی، به‌وجود آمده است. در اقتصادسنجی فضایی باید دو مبحث مهم مورد توجه قرار گیرد:

1. Panel Data Econometrics

۱) موقعیت مکانی: موقعیت هر نقطه مکانی را نسبت به نقطه شاخص مشخص می‌کند و طبق آن مشاهده‌های نزدیک‌تر وابستگی فضایی بیشتری را در درون خود دارند؛ و ۲) مجاورت: منعکس‌کننده موقعیت نسبی مکانی در یک منطقه نسبت به مکان دیگر است. بر این اساس مشخص می‌شود کدام مناطق با هم مجاورند و مناطقی که فاصله نزدیک‌تری داشته باشند دارای درجه وابستگی فضایی بیشتری هستند (عسگری و اکبری، ۱۳۸۰).

از این رو مبحث موقعیت مکانی و توجه به مجاورت از مباحث اساسی در منطقه‌ای پژوهش‌ها است که در این پژوهش نیز باید مورد توجه قرار گیرد. در اقتصادسنجی فضایی برای ورود، مجاورت به تحلیل‌ها و ساخت داده‌های فضایی، از دو نوع ابزار استفاده شد. اول از ماتریس مجاورت که مبتنی بر همسایگی است (که در این نوع، مجاورت تعاریف مختلفی خواهد داشت)؛ و دوم از ماتریس فاصله که مهم فاصله مناطق از یکدیگر است، مد نظر قرار گرفت (Lesage, 1999)؛ لذا در این پژوهش از ماتریس فاصله استفاده شد.

متغیرهای توضیحی مدل و داده‌پردازی

بنا بر منطق بیان شده در ابتدای بخش ۳، متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش عبارتند از: سرمایه اجتماعی، مخارج دولت (به سه شکل مخارج عمرانی در امور اقتصادی، مخارج عمرانی در امور اجتماعی و اعتبارات استانی از محل درصدی از درآمد استان[۱] است که به قیمت ثابت سال[۲] ۸۳ است)، تسهیلات بانکی به بخش غیردولتی[۳]، و شاخص توسعه انسانی استان‌ها طی سال‌های ۸۱ تا ۸۵[۴] (درآمد سرانه بر حسب قیمت ثابت سال ۸۳ است). برای محاسبه سرمایه اجتماعی از ۱۱ مؤلفه (نرخ مشارکت اقتصادی، درصد مشارکت در انتخابات، سرقت، خودکشی، تصادف، ازدواج، طلاق، تعداد کانون فکری، تعداد تماشاگران سینما، تعداد مسجد و تعداد پرونده قضایی) در ۴ شاخص اصلی (مشارکت، اعتماد، صداقت و امنیت اجتماعی) استفاده شد که اوزان به کار رفته در محاسبه سرمایه

۱. علاوه بر اقدام‌های صورت گرفته از سال ۱۳۵۸ در جهت واگذاری قسمتی از اختیارات بودجه‌ای استان‌ها به استانداری‌ها، در قالب برنامه دوم در سال ۱۳۷۳ رسماً در جهت اجرای سیاست‌های تمرکززدایی و افزایش نقش استان‌ها، اختیاراتی برای استان‌ها در جهت استفاده از درصدی از درآمدهای استانی در نظر گرفته شد. در قانون برنامه سوم در ماده ۷۶ از وابسته کردن اعتبارات عمرانی هر استان به درآمدهای آن استان آمده است. بنا بر قانون، درصدی از درآمدهای واریزی به خزانه هر استان به‌عنوان بودجه استان در اختیار استانداری قرار می‌گیرد.

۲. مستخرج از سالنامه‌های آماری استان‌ها

۳. این متغیر به عنوان Proxy از سرمایه فیزیکی بخش خصوصی، نیروی کار و فناوری در نظر گرفته شده است، زیرا در سطح استان تسهیلات بانکی است که سایر امکانات تولید بخش خصوصی را به همراه خود می‌کشد. این آمارها از سالنامه‌های آماری استان‌ها در مرکز آمار استخراج شده است.

۴. مستخرج از پایگاه داده‌های معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی ریاست جمهوری

اجتماعی- در ترکیب ۱۱ مؤلفه در ۴ شاخص اصلی، از پایان‌نامه یکی از پژهشگران که از روش AHP استفاده نموده بود (مقصودی، ۱۳۸۹)، استخراج شد که در این مقاله اندازه‌گیری سرمایه اجتماعی مناطق در سال‌های مختلف و نیز مدل‌سازی اثرگذاری بر شاخص توسعه انسانی مناطق کشور مورد توجه قرار گرفت.

در تحلیل‌های فضایی برای توجه به مجاورت علاوه بر استفاده از متغیرهای توضیحی و وابسته در مدل پژوهش، از داده‌های فضایی شده کل متغیرها استفاده شد تا بتوان اثرات منطقه‌ای را در کنار رابطه سایر متغیرها مورد ارزیابی قرار داد. البته لازم است قبل از به‌کارگیری داده‌های فضایی، آزمون وابستگی فضایی در بین مشاهده‌ها بر روی تک تک متغیرها صورت گیرد تا جواز استفاده از داده‌های فضایی متغیر مذکور در مدل نیز داده شود. سه نوع آزمون وابستگی فضایی در بین مشاهده‌ها وجود دارد که عبارتند از: آزمون موران (I)[1]، آزمون جری (C)[2] و نمودار پراکنش موران[3] که در این پژوهش از مورد سوم بهره گرفته شد[4] (Greene, 2012).

طبق آزمون‌های به‌عمل آمده بر روی تک‌تک متغیرها (توضیحی و وابسته) در سال‌های مختلف (پیوست ۱)، تنها وابستگی فضاییِ متغیرهای فضایی «هزینه‌های تملک دارایی‌های سرمایه‌ای در امور اقتصادی» و «هزینه‌های تملک دارایی‌های سرمایه‌ای در امور اجتماعی هر استان» در آزمون نمودار پراکنش موران تأیید شد و در کنار سایر متغیرهای توضیحی به‌عنوان متغیرهای اصلی مدل، در نظر گرفته شد. بنابراین در این پژوهش می‌توان متغیرهای زیر را به‌عنوان متغیرهای مؤثر در توضیح‌دهندگی شاخص توسعه انسانی[5] (HDI) مناطق در نظر گرفت:

SC نشانگر سرمایه اجتماعی؛

GE نشانگر مخارج مربوط به تملک دارایی‌های سرمایه‌ای در امور اقتصادی؛

GS نشانگر مخارج مربوط به تملک دارایی‌های سرمایه‌ای در امور اجتماعی؛

GP نشانگر اعتبارات عمرانی در اختیار استانداری‌ها (به صورت درصدی از درآمد استان)؛

BL نشانگر اعتبارات بانکی به بخش غیردولتی؛

1. Moran-I Test
2. Geary-C Test
3. Moran Scatter Plot

۴. نمودار پراکنش موران، مقادیر متغیر را در برابر وقفه فضایی آن (حاصل ضرب مشاهده‌ها در ماتریس مجاورت یا ماتریس فاصله) ترسیم می‌کند (البته هر دو را به صورت استاندارد شده بر حسب میانگین در نظر می‌گیرند) و قرار گرفتن بیشتر مشاهده‌ها در نواحی اول و سوم این نمودار نشان‌دهنده وجود وابستگی فضایی مثبت میان مشاهده‌ها می‌باشد (فرهمند و اکبری، ۱۳۸۴).

5. Human Development Index (HDI)

SGE نشانگر متغیر فضاییِ مخارج عمرانی در امور اقتصادی استان؛

SGS نشانگر متغیر فضاییِ مخارج عمرانی در امور اجتماعی استان.

با توجه به مبانی نظری ارایه شده و آزمون‌های بالا می‌توان معادله زیر را به‌عنوان رابطه اصلی ریاضی این پژوهش در نظر گرفت:

$$\ln HDI_{ij} = \alpha_i + \sigma_t + \beta_1 \ln SC + \beta_2 \ln GE + \beta_3 \ln GS + \beta_4 \ln GP + \beta_5 \ln BL + \beta_6 \ln SGE + \beta_7 \ln SGS + u_{it}$$

ضرایب σ_t و α_i نیز نشان از وجود اثرات مخصوص به زمان خاص یا مقطع خاص است که باید در آزمون‌های قبل از تخمین مورد بررسی قرار گیرد.

آزمون‌های مورد نیاز قبل از تخمین مدل

قبل از تخمین معادله اصلی بالا، لازم است تعدادی آزمون بر روی متغیرها و کل معادله انجام شود تا تخمینی دقیق و به دور از هر گونه مشکل انجام شود.

آزمون اول آزمون مانایی متغیرها است (Breitung, 2000) که نتیجه این آزمون برای متغیرهای توضیحی و وابسته مدل، در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد به صورت زیر خواهد بود:

جدول ۱: آزمون مانایی برای متغیرهای مدل پژوهش

آزمون‌ها	lnHDI	lnSC	lnGE	lnGS	lnGP	lnBL	lnSGE	lnSGS
PP – Fisher Chi-Square	نامانا	مانا	نامانا	مانا	مانا	مانا	نامانا	نامانا
Hadri Z-stat	نامانا	نامانا	نامانا	نامانا	نامانا	نامانا	نامانا	نامانا

با توجه به آزمون‌های فوق، تمامی متغیرها نامانا هستند، لذا می‌توان برای ادامه عملیات تخمین از تفاضل‌گیری و یا از رویکرد همگرایی استفاده نمود. در این پژوهش از آزمون همگرایی[1] (از نوع کائو[2]) استفاده شد. که نتایج حاصل از آزمون همگرایی متغیرهای نامانا در جدول زیر ارایه شد:

1. Panel Cointegration Test
2. Kao (Engle-Granger based) Cointegration Tests

جدول ۲: آزمون همگرایی برای متغیرهای نامانای پژوهش

نوع آزمون هم‌گرایی	آماره t-statistic	احتمال عدم رد فرض صفر	نتیجه (سطح معنی‌داری ۰/۰۵)
Kao Cointegration Test	-۸/۲۸۱۱۴۷	۰	همگرایی تأیید می‌شود

با توجه به نتایج به‌دست آمده از آزمون هم‌گرایی فوق (پیوست ۲)، هم‌گرایی و وجود روابط بلندمدتِ معنی‌دار تأیید می‌شود، لذا می‌توان رگرسیون را بدون تفاضل‌گیری از متغیرها اجرا کرد. در ادامه کار، لازم است آزمون پنل‌پذیری[1] انجام شود که در این پژوهش به دلیل کم بودن درجه آزادی، نمی‌توان این آزمون را مورد استفاده قرار داد، لذا بنا بر نظر Hausman (1978) داده‌های تابلویی را می‌توان در تخمین بدون توقف، ادامه داد.

بعد از انجام آزمون پنل‌پذیری، برای مشخص کردن جزئیات نوع مدل، دو نوع آزمون بر روی داده‌های پژوهش صورت می‌گیرد که عبارتند از: آزمون هاسمن[2] (تعیین اثرات ثابت یا تصادفی) (Baltagy, 2005) و بروش پیگن (تعیین اثرات یک‌طرفه یا دوطرفه زمانی و مکانی) (Breusch & Pagan, 1980)، اما باید به این نکته توجه نمود که این آزمون‌ها کافی نیستند و در برخی موارد گمراه‌کننده نیز می‌باشند[3] (Baltagi, 2005) و ضوابطی بر این آزمون‌ها حاکم است که تحقق آنها حتی بدون انجام آزمون برای تخمین کافی است. می‌توان ضوابط حاکم برای تعیین مدل داده‌های تابلویی (اثرات ثابت یا تصادفی) را در قالب آماره‌های مورد توجه زیر جهت تعیین نوع مدل‌های پنل خلاصه نمود:

- انتخاب نمونه مقطعی (که تصادفی انتخاب شده یا خیر[4]) (Gujarati, 2004)؛
- همبستگی اثرات ثابت زمانی یا مکانی(جزء اخلال) با رگرسورها[5] (Wooldridge, 2000)؛
- وقتی N زیاد و T کم باشد، انتخاب نوع نمونه مقطعی مهم است[6] (Judge *et al.*, 2004)؛
- توجه به اختلافات مقطعی و وقایع خاص در زمان‌های خاص (برای تعیین اثرات مقطعی یا زمانی).

1.Poolability test
2. Hausman
3. Unfortunately, applied researchers have interpreted a rejection (of Hausman test) as an adoptionof the fixed effects model and non rejection (of that) as an adoption of the random effects model
۴. اگر مقاطع نمونه‌ای بوده و به صورت تصادفی انتخاب شده باشند، مدل اثرات تصادفی و در غیر این صورت مدل اثرات ثابت توصیه می‌شود.
۵. اگر همبستگی وجود داشته باشد، مدل به صورت اثرات ثابت و در غیر این صورت به صورت اثرات تصادفی خواهد بود.
۶. طبق ضابطه مورد اول

از آنجایی که نمونه‌های مقطعی در این پژوهش، کل استان‌های کشور هستند، لذا نمونه به صورت تصادفی انتخاب نشده و می‌توان گفت مدل اثرات ثابت نسبت به مدل اثرات تصادفی ارجحیت دارد. از طرفی به دلیل تحلیل‌های منطقه‌ای در این پژوهش و تفاوت‌های آشکار در سطح توسعه انسانی، بودجه‌های دولتی، نیروی کار، شاکله مدیریتی و غیره در استان‌های کشور، لازم است حتماً اثر مقطعی در این پژوهش دیده شود و به دلیل اثرگذاری شاکله مدیریتی بر بسیاری از تحولات منطقه‌ای و ایجاد همبستگی با اجزاء اخلال، استفاده از مدل اثرات ثابت در این پژوهش توصیه شود. اما با توجه به اینکه در طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۵ اتفاق خاصی که بر تحلیل اثرگذار باشد در کشور اتفاق نیافتاده است، لذا توجیهی برای ورود اثر زمانی در پژوهش وجود ندارد. پس مدل اثرات ثابت یک‌طرفه مقطعی برای مدل در نظر گرفته می‌شود.

در ادامه برای بررسی وجود همبستگی بین اجزاء اخلال، طبق آماره دوربن واتسون که ۰/۸۱ است، می‌توان به وجود خود همبستگی مثبت بین اجزاء اخلال رسید (پیوست ۳). طبق روش دوم می‌توان از رگرسیون جزء اخلال بر روی وقفه خودش استفاده کرد و آزمون معنی‌داری را برای ضریب به‌دست آمده انجام داد. نتایج آزمون بررسی وجود همبستگی بین اجزاء اخلال (معنی‌داری ضریب جزء اخلال) در جدول زیر آورده شده است:

جدول ۳: آزمون بررسی وجود همبستگی بین اجزاء اخلال

ضریب	آماره t استیودنت	فرض صفر	احتمال عدم رد فرض صفر	وضعیت فرض صفر	نتیجه نهایی
۰/۴۵	۷/۴۴	صفر بودن ضریب (عدم وجود خودهمبستگی)	۰	رد فرض صفر	همبستگی سریالی وجود دارد

تخمین مدل

بعد از انجام آزمون‌های مورد نیاز جهت تخمین مدل و مشخص شدن نوع مدل (به صورت مدل یک‌طرفه با اثر ثابت مقطعی)، لازم است معادله کلی مدل پژوهش، بازنویسی شده و تخمین ضرایب صورت گیرد. معادله جدید بازنویسی شده به صورت زیر خواهد بود:

$$\ln HDI_{ij} = c + \alpha_i + \beta_1 \ln SC + \beta_2 \ln GE + \beta_3 \ln GS + \beta_4 \ln GP + \beta_5 \ln BL +$$

$$\beta_6 \ln SGE + \beta_7 \ln SGS + u_{it}$$

و به دلیل وجود همبستگی بین اجزاء اخلال باید این معادله نیز در نظر گرفته شود:

$$u_{it}=\rho u_{it-1}+\varepsilon_{it}$$

نتایج حاصل از تخمین مدل یک‌طرفه با اثرات ثابت مقطعی با در نظر گرفتن خودهمبستگی اجزاء اخلال به صورت خلاصه شده در جدول زیر موجود می‌باشد (پیوست ۴):

جدول۴: تخمین مدل یک‌طرفه با اثرات ثابت مقطعی با در نظرگرفتن خودهمبستگی اجزاء اخلال

ضرایب	ρ	β_7	β_6	β_5	β_4	β_3	β_2	β_1	c
مقدار تخمینی	-۰/۰۱۴	۰/۰۰۰۵	۰/۰۱۷	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	-/۰۰۰۱۱	۰/۰۵۹۸	-۰/۴۵
احتمال عدم رد فرض صفر	۰/۶۴۳	۰/۸۶	۰	۰/۰۱۵	۰/۴۹	۰/۰۵۲	۰/۹۲	۰	۰
نتیجه معنی‌داری (سطح ۹۵ درصد)	رد	رد	پذیرش	پذیرش	رد	رد	رد	پذیرش	پذیرش

آزمون‌های مورد نیاز بعد از تخمین مدل

در بررسی معنی‌داری ضرایب تخمین زده شده، با فرض صفرِ عدم معنی‌داری ضرایب ($H_0: \delta = 0$)، در سطح معنی‌داری پنج درصد ضرایب β_1، β_5، β_6 و c معنی‌دار بوده و مابقی متغیرها معنی‌دار نمی‌باشند. چنانچه در آزمون والد[1] برای هر کدام از ضرایب، فرض صفر تأیید شد، متغیر مربوط به آن ضریب از مدل حذف و تخمین جدیدی بدون متغیر حذف شده انجام خواهد گرفت. نتایج حاصل از آزمون والد برای تک تک ضرایبی که معنی‌دار نیستند، در جدول زیر خلاصه شده است. در ابتدا آزمون والد، برای صفر بودن ضریب GE انجام می‌شود ($H_0: \beta_2 = 0$):

جدول ۵: نتایج آزمون والد برای حذف متغیر GE از تخمین (پیوست ۵)

فرض صفر(H_0)	t-statistic	F-statistic	احتمال رد (آماره t)	احتمال رد (آماره F)	نتیجه
$\beta_2=0$	۶/۰۶	۳۶/۷۳	۰/۲۰۲	۰/۲۴۶	فرض صفر رد نمی‌شود

بر اساس هر دو آماره F و T، نمی‌توان فرض صفر را رد کرد و می‌توان نتیجه گرفت که حذف متغیر GE تأثیر معنی‌داری بر روی تصریح مدل ندارد. دوباره رگرسیون بدون متغیر GE انجام می‌شود:

1. Wald test

جدول ۶: نتایج تخمین مدل بدون متغیر توضیحی GE به همراه بررسی معنی‌داری ضرایب (پیوست ۶)

ضرایب	ρ	β_7	β_6	β_5	β_4	β_3	β_2	β_1
مقدار تخمینی	-۰/۰۱۳۴	۰/۰۰۰۶۳	۰/۰۱۷	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲۹	۰/۰۶	-۰/۴۵
احتمال	۰/۶۵	۰/۸۱	۰	۰/۰۱۲	۰/۴۸	۰/۰۵۳	۰	۰
نتیجه معنی‌داری (سطح ۹۵ درصد)	رد	رد	پذیرش	پذیرش	رد	رد	پذیرش	پذیرش

در نهایت آزمون والد برای ضریب متغیر GP انجام می‌گردد ($H_0: \beta_4 = 0$):

جدول ۷: نتایج آزمون والد برای حذف متغیر GP از تخمین (پیوست ۷)

فرض صفر	t-statistic	F-statistic	احتمال رد (آماره t)	احتمال رد (آماره F)	نتیجه
β_4=0	۱/۹۶	۳/۸۴	۰/۰۵۳	۰/۰۵۳	فرض صفر رد نمی‌شود

بر اساس هر دو آماره، نمی‌توان فرض صفر را رد کرد. می‌توان نتیجه گرفت که حذف متغیر GP تأثیر معنی‌داری بر روی تصریح مدل ندارد، لذا دوباره رگرسیون بدون متغیر GP انجام داده می‌شود:

جدول ۸: نتایج تخمین مدل بدون متغیر توضیحی GP به همراه بررسی معنی‌داری ضرایب (پیوست ۸)

اریب	ρ	β_7	β_6	β_5	β_3	β_1	c
مقدار تخمینی	-۰/۰۱۳	۰/۰۰۰۷	۰/۰۱۷۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳۳	۰/۰۶	-۰/۴۵
احتمال	۰/۶۵	۰/۷۹	۰	۰/۰۱	۰/۰۳	۰	۰
نتیجه معنی‌داری (سطح ۹۵ درصد)	رد	رد	پذیرش	پذیرش	پذیرش	پذیرش	پذیرش

در نهایت آزمون والد برای ضریب متغیر SGS انجام داده می‌شود ($H_0: \beta_7 = 0$):

جدول ۹: نتایج آزمون والد برای حذف متغیر SGS از تخمین (پیوست ۹)

فرض صفر	t-statistic	F-statistic	احتمال رد (آماره t)	احتمال رد (آماره F)	نتیجه
β_7=0	۰/۵۲	۰/۲۷	۰/۷۹۱۶	۰/۷۹۱۶	فرض صفر رد نمی‌شود

بر اساس هر دو آماره، نمی‌توان فرض صفر را رد کرد. می‌توان نتیجه گرفت که حذف متغیر SGS تأثیر معنی‌داری بر روی تصریح مدل ندارد. حال دوباره رگرسیون بدون متغیر SGS انجام داده می‌شود:

جدول ۱۰: نتایج تخمین مدل بدون متغیر توضیحی SGS به همراه بررسی معنی‌داری ضرایب (پیوست ۱۰)

ضرایب	ρ	β_6	β_5	β_3	β_1	c
مقدار تخمینی	-۰/۰۱۱	۰/۱۶۹	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳۲	۰/۰۶	-۰/۴۳۶
احتمال	۰/۶	۰	۰/۰۰۹	۰/۰۳	۰	۰
نتیجه معنی‌داری (سطح ۹۵ درصد)	رد	پذیرش	پذیرش	پذیرش	پذیرش	پذیرش

در اینجا با معنی‌داری و پذیرش تمامی ضرایب، فرآیند تخمین مدل متوقف می‌شود و نتایج فوق به‌عنوان نتایج نهایی ظاهر می‌گردد. در این تخمین، R-squared، ۹۹/۱ درصد و Adjusted R-squared نیز ۹۸/۸ درصد است. از طرفی احتمال عدم معنی‌داری تخمین ۱۰۰ درصد بوده که نشان از پذیرش تصریح مدل با بیشترین احتمال ممکن می‌باشد. با ورود ضرایب تخمین زده شده به معادله اصلی پرداخته می‌شود:

$$\ln HDI_{ij} = -0/44 + \alpha_i + 0/06 \ln SC + 0/003 \ln GS + 0/002 \ln BL + 0/169 \ln SGE + u_{it}$$

در معادله فوق که معادله اصلی این پژوهش به شمار می‌رود، پارامتر α_i، پارامتر نشان‌دهنده اثرات ثابت تخمین می‌باشد که برای هر استان در قالب جدول زیر نشان داده شده است:

جدول ۱۱: اثرات ثابت تخمین زده شده برای مقاطع استانی (α_i)

استان‌ها	اثر ثابت در هر مقطع	استان	اثر ثابت در هر مقطع
آذربایجان شرقی	-۰/۰۱۲۶۸	فارس	۰/۰۳۵۳
آذربایجان غربی	-۰/۰۲۵۲۳	قزوین	۰/۰۵۱۱
اردبیل	-۰/۲۵۷۵	قم	۰/۰۰۸۵
اصفهان	۰/۰۵۰۳	کردستان	-۰/۰۳۱۴
ایلام	-۰/۰۰۰۱۸	کرمان	-۰/۰۰۷۴
بوشهر	۰/۰۲۳	کرمانشاه	-۰/۰۱۱۸
تهران	۰/۰۶۵۷	کهگیلویه	-۰/۰۳۶۷

ادامه جدول ۱۱: اثرات ثابت تخمین زده شده برای مقاطع استانی (α_i)

استان‌ها	اثر ثابت در هر مقطع	استان	اثر ثابت در هر مقطع
چهارمحال	۰/۰۱۶۲	گلستان	۰/۰۰۹۸
خراسان جنوبی	۰/۰۰۶۸	گیلان	-۰/۰۳۰۴
خراسان رضوی	-۰/۰۲۱۷	لرستان	-۰/۰۲۶۲
خراسان شمالی	۰/۰۰۷۶	مازندران	۰/۰۰۴۶
خوزستان	۰/۰۲۰۷	مرکزی	۰/۰۱۴۳
زنجان	-۰/۰۱۸۸	هرمزگان	-۰/۰۲۳
سمنان	-۰/۰۰۰۷	همدان	-۰/۰۱۳۶
سیستان و بلوچستان	-۰/۱۰۵۴	یزد	۰/۰۱۷۲

نتیجه‌گیری

بعد از انجام تخمین و انجام آزمون‌های مورد نیاز آن، معادله زیر حاصل می‌شود:

$$\ln HDI_{ij} = -0/44 + \alpha_i + 0/06 \ln SC + 0/003 \ln GS + 0/002 \ln BL + 0/169 \ln SGE + u_{it}$$

طبق ضرایب تخمین زده شده معادله فوق، متغیرهای GE، GP و SGS اثر معنی‌داری بر شاخص توسعه انسانی منطقه‌ای ندارند و در واقع حذف آنها اثری بر تصریح مدل وارد نمی‌کند. بر اساس مدل تخمینی فوق تغییر یک درصدی سرمایه اجتماعی در یک منطقه، باعث ۰/۰۶ درصد تغییر در شاخص توسعه انسانی؛ تغییر یک درصدی مخارج عمرانی در امور اجتماعی دولت در یک منطقه، باعث ۰/۰۰۳ درصد تغییر در شاخص توسعه انسانی؛ و تغییر یک درصدی تسهیلات بانکی به بخش غیردولتی در یک منطقه باعث ۰/۰۰۲ درصد تغییر در شاخص توسعه انسانی منطقه می‌شود که این ارقام نمی‌تواند به خوبی حاکی از اثرگذاری این متغیرها بر شاخص توسعه انسانی باشد.

تغییر یک درصدی در متغیر فضایی مخارج عمرانی در امور اقتصادی دولت در یک منطقه، باعث ۰/۱۶۹ درصد تغییر در شاخص توسعه انسانی منطقه می‌شود که نشان از اثرگذاری مجاورت‌های منطقه‌ایِ مخارج عمرانی در امور اقتصادی بر شاخص توسعه انسانی است و با توجه به تغییرات کم و در عین حال معنی‌دار شاخص توسعه انسانی، تا حدودی قابل توجه است.

با مثبت بودن ضریب سرمایه اجتماعی، فرضیه اثر مثبت سرمایه اجتماعی بر شاخص توسعه انسانی رد نمی‌شود. از طرفی مشاهده می‌شود که به ترتیب متغیر فضایی شده مخارج عمرانی در

امور اقتصادی، سرمایه اجتماعی، مخارج عمرانی دولت در امور اجتماعی و تسهیلات بانکی به بخش غیردولتی دارای بیشترین اثر بر شاخص توسعه انسانی منطقه‌ای است.

از طرفی نماینده تمامی عوامل اثرگذار بر شاخص توسعه انسانی هر استان به طور خاص مطرح می‌شود که می‌تواند نشانگر عواملی مانند نحوه مدیریت استان، وضعیت فرهنگی استان، روحیه کارآفرینی در استان، مشارکت در امور اقتصادی استان و ... باشد و با توجه به علامت‌ها و مقادیر متفاوت برای هر استان، می‌توان این گونه برداشت نمود که این عوامل برشمرده نشده و اثرگذار در هر استان به تناسب شرایط آن استان، دارای اثر مثبت یا منفی و مقدار قدرمطلق متفاوتی برای هر استان است. به‌عنوان مثال این عوامل برای استان ایلام دارای علامت منفی و برای استان تهران دارای علامت مثبت است. این عوامل در استان اردبیل دارای بیشترین اثر منفی (۰/۲۵۷۵-) و در استان تهران دارای بیشترین اثر مثبت (۰/۰۶۵۷) بر شاخص توسعه انسانی استان می‌باشد.

منابع

الف) فارسی

احمدوند، محمد، و امیری، نعمت‌الله. (۱۳۸۸). نگاهی به شاخص توسعه انسانی و جایگاه ایران در برخورداری از توسعه انسانی در مقایسه سایر کشورها. *مجله اقتصادی، ماهنامه بررسی مسایل و سیاست‌های اقتصادی*، جلد اول، شماره ۸۹ و ۹۰، صفحات ۵۴-۳۴.

آذر، عادل. (۱۳۸۵). رتبه‌بندی استان‌های کشور با رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها با به‌کارگیری شاخص‌های توسعه انسانی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هشتم، شماره ۲۷، صفحات ۷۱-۵۸.

برنسون، ویلیام. اچ. (۱۳۸۶). *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*. ترجمه عباس شاکری. چاپ دهم. تهران: نشر نی. صفحات ۴۵۲-۴۳۱.

تاج‌بخش، کیان. (۱۳۸۴). *سرمایه اجتماعی: اعتماد، دموکراسی و توسعه*. چاپ اول. تهران: نشر شیرازه. صفحات ۱۸۳-۱۵۶.

تودارو، مایکل. (۱۳۶۶). *توسعه اقتصادی در جهان سوم*. ترجمه غلامعلی فرجادی. جلد ۱. تهران: وزارت برنامه و بودجه (مرکز مدارک اقتصادی- اجتماعی و انتشارات). صفحات ۱۴۲-۱۲۸.

سلیمانی، محمد. (۱۳۸۷). *اندازه‌گیری اثرات سرمایه اجتماعی بر رشد اقتصادی جمهوری اسلامی ایران*. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد رشته اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه امام صادق علیه‌السلام. صفحات ۸۲-۷۰.

سوری، علی، و مهرگان، نادر. (۱۳۸۶). نقش سرمایه اجتماعی در تشکیل سرمایه انسانی. پژوهش‌نامه بازرگانی، جلد اول، شماره ۴۲، صفحات ۲۲۰-۲۰۷.

عربی، هادی، و لشگری، علی رضا. (۱۳۸۳). *توسعه در آینه تحولات*. تهران: انتشارات سمت.

عسگری، علی و اکبری، نعمت‌الله. (۱۳۸۰). روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی: تئوری و کاربرد. *مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان*، جلد ۱۲، شماره ۱ و ۲، صفحات ۴۴-۱۲.

فرهمند، شکوفه، و اکبری، نعمت الله. (۱۳۸۴). همگرایی اقتصادی کشورهای اسلامی و بررسی سرریزهای منطقه‌ای با تأکید بر نقش منتخبی از کشورهای حوزه خلیج فارس، مطالعه‌ای بر مبنای اقتصادسنجی فضایی. *نشرمدیریت، پژوهش‌نامه بازرگانی*، جلد اول، شماره ۳۴، صفحات ۳۲-۱.

فیض‌زاده، علی. (۱۳۸۲). بررسی مقایسه‌ای شاخص‌های توسعه انسانی در ایران و کشورهای همسایه. *فصلنامه علمی، پژوهشی رفاه اجتماعی*، سال سوم، شماره ۹، صفحات ۲۴-۲.

فیلد، جان. (۱۳۸۵). *سرمایه اجتماعی*. ترجمه جلال متقی. چاپ اول. تهران: انتشارات موسسه عالی پژوهش تأمین اجتماعی. صفحات ۱۹۳-۱۷۸.

قائمی، مهدی. (۱۳۹۰). *ارایه شاخصی ترکیبی جهت سنجش توسعه انسانی مبتنی بر آموزه‌های اسلامی و به‌کارگیری آن در رتبه‌بندی کشورهای اسلامی منتخب*. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد رشته اقتصاد، دانشگاه امام صادق (ع). صفحات ۲۳۰-۲۱۷.

کولیس، جان، و جونز، فیلیپ. (۱۳۸۸). *مالیه عمومی و انتخاب عمومی*. ترجمه الیاس نادران، آرش اسلامی، و علی چشمی. تهران: انتشارات سمت. صفحات ۳۷۵-۳۴۱.

کریم‌کشته، محمدحسین، و زمانیان، غلامرضا. (۱۳۸۳). بررسی شاخص‌های توسعه انسانی استان سیستان و بلوچستان. *مجله جغرافیا و توسعه*، جلد ۱۲، شماره ۱۹، صفحات ۵۶-۲۲.

گریفین، کیث، و مک‌کنلی، تری. (۱۳۷۷). *توسعه انسانی (دیدگاه و راهبرد)*. ترجمه غلامرضا خواجه‌پورتادوانی. تهران: نشر وداد. صفحات ۶۰-۴۱.

مقصودی، حمید. (۱۳۸۹). تأثیر سرمایه اجتماعی بر شاخص توسعه انسانی. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد رشته اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه امام صادق (ع). صفحات ۳۱-۱۰.

ب) لاتین

Baltagi, B. H. (3rd Eds.). (2005). *Econometric analysis of panel data*. New York: John Wiley and Sons Inc. USA. pp. 258-263.

Breitung, J. (2000). The local power of some unit root tests for panel data. In B. Baltagi (Eds.). *Advances in Econometrics,* Vol. 15 (161–178). Non-stationary Panels, Panel Co-integration, and Dynamic Panels. Amsterdam: JAI Press.

Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies,* 47, 239-253.

Dika, S. L., & Singh, K. (2002). Applications of social capital in educational literature: A critical synthesis. *Review of Educational Research,* 72(1), 128-187.
Evans, A. W. (1970). Private goods, externality, public goods. *Scottish Journal of Political Economy,* 17(I), 79-89.
Field, J. (2008). *Social capital: Key ideas.* In: P. Hamilton (2nd Eds.). The Open University, Milton Keynes. Routledge. pp. 128-141.
Fiona, M. K., & Jonston, R. (2007). *Social capital, diversity, and the welfare state.* Vancouver, Toronto: UBC Press. pp. 329-250.
Greene, W. H. (7th Ed.). (2012). *Econometric analysis.* Pearson Education, publishing as Prentice Hall. pp. 43-63.
Groot, W., Maassen-Van-Den-Brink, H., & Praag, B. V. (2006). *The compensating income variation of social capital, discussion paper series.* Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit Institute for the Study of Labor. pp. 146-178.
Gujarati, M. (4th Eds.). (2004). *Basic econometrics.* The McGraw−Hill Companies. pp. 228 -245.
Hausman J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrical Journal,* 46, 1251-1271.
Hsiao, J. (2nd Eds.). (2003). *Analysis of panel data.* Cambridge University Press. pp. 31-39.
Judge, G., Carter, R., Hill, W., Griffiths, E., Lütkepohl, H., Tsoung, C., Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2004). Unit roots tests in panel Data: Asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics,* 108(415), 1-24.
Lesage, J. P. (1999). *The theory and practice of spatial econometrics.* Department of Economics, University of Toledo. pp. 89-112.
Meyer, J. R. (1963). Regional economics: A survey. *The American Economic Review,* 53(1), 19-54.
Musgrave, R. A. (1959). *The theory of public finance.* New York: McGraw-Hill. pp. 21-39.
Nan, L. (2004). *Social capital: A theory of social structure and action.* London: Cambridge University Press. pp. 78-91.
Paldam, M., & Gert, S. T. (2000). Missing social capital and the transition in Eastern Europe. *The Journal for Institutional Innovation, Development and Transition,* 2(18), 541- 589.
Phillips, P. C. B., & Moon, H. R. (1999). *Nonstationary panel data analysis: An overview of some recent developments.* Cowles Foundation Discussion Papers 1221, Cowles Foundation, Yale University. pp. 230-248.
Romer, D. (3rd Ed.). (2006). *Advanced macroeconomics.* New York: McGraw- Hill Co. pp. 320-345.
Samuelson, P. (1954). The pure theory of public expenditure. *Review of Economics and Statistics,* 36(4), 387-389.
Sullivan, B. A., Snyder, M., & Sullivan, J. L. (2008). *Cooperation the political psychology of effective human interaction.* First published, Blackwell Publishing. pp. 219-230.
Wiig, H. (2003). The productivity of social capital: An econometric analysis of 49 Peruvian highland communities. *Department of Economics Journal, University of Oslo press,* 62, 32-55.
Wooldridge, J. M. (2000). *Introductory econometrics.* England, London: South-Western College publishing. pp. 80-94.

پیوست‌ها

پیوست ۱: آزمون پراکنش موران برای سنجش جواز استفاده از داده فضایی متغیرهای مدل جزء متغیرهای توضیحی مدل

متغیرها	سال	معادله تخمین زده شده	R^2	وضعیت آزمون وابستگی فضایی (نمودار پراکنش موران)
سرمایه اجتماعی ۸۱-۸۵	۸۱	SSC1 = 0.55 + 4.7 * SC1	0.0071	وابستگی فضایی دارد
	۸۲	SSC2 = -1.33e-10 - 2.01 * SC2	0.0526	وابستگی فضایی ندارد
	۸۳	SSC3 = 0.016 - 6.78 * SC3	0.0113	وابستگی فضایی ندارد
	۸۴	SSC4 = 3.33e-11 - 8.47 * SC4	0.0060	وابستگی فضایی ندارد
	۸۵	SSC5 = -9.9e-11 - 12.52 * SC5	0.0015	وابستگی فضایی ندارد
هزینه‌های عمرانی اقتصادی دولت ۸۱-۸۵	۸۱	GE1 *4150.90+SGE1 = -1.38	0.1539	وابستگی فضایی دارد
	۸۲	SGE2 = -2.06 + 3085.2 * GE2	0.1080	وابستگی فضایی دارد
	۸۳	SGE3 = 2.23 + 3343.90 * GE3	0.1821	وابستگی فضایی دارد
	۸۴	SGE4 = -0.0003+ 2672.8*GE4	0.0933	وابستگی فضایی دارد
	۸۵	SGE5 = -0.25 + 743.8 * GE5	0.0141	وابستگی فضایی دارد
هزینه های عمرانی اجتماعی دولت ۸۱-۸۵	۸۱	SGS1 = -0.26 - 767.106 * GS1	0.0543	وابستگی فضایی ندارد
	۸۲	SGS2 = -0.000001 + 1614.8 * GS2	0.0434	وابستگی فضایی دارد
	۸۳	SGS3 = 0.54 + 1640.24 * GS3	0.0496	وابستگی فضایی دارد
	۸۴	SGS4 = -0.57 + 1711.24 * GS4	0.0194	وابستگی فضایی دارد
	۸۵	SGS5 = 0.000001+ 618.1*GS5	0.0030	وابستگی فضایی دارد
اعتبارات عمرانی در اختیار استانداری ها ۸۱-۸۵	۸۱	SGP1 = 0.73 * GP1	0050/0	وابستگی فضایی دارد
	۸۲	SGP2 = -0.25 - 0.86 * GP2	0143/0	وابستگی فضایی ندارد
	۸۳	SGP3 = -0.0002 - 0.36 * GP3	0012/0	وابستگی فضایی ندارد
	۸۴	SGP4 = 0.0006 - 0.47 * GP4	1101/0	وابستگی فضایی ندارد
	۸۵	SGP5 = -2 e-09 - 1.88 * GP5	0426/0	وابستگی فضایی ندارد

ادامه پیوست ۱: آزمون پراکنش موران برای سنجش جواز استفاده از داده فضایی متغیرهای مدل جزء متغیرهای توضیحی مدل

متغیرها	سال	معادله تخمین زده شده	R^2	وضعیت آزمون وابستگی فضایی (نمودار پراکنش موران)
شاخص توسعه انسانی ۸۱-۸۵	۸۱	SHDI1 = -0.20 - 60039.08 * HDI1	0.2360	وابستگی فضایی ندارد
	۸۲	SHDI2 = 0.28 - 84605.73 * HDI2	0.1873	وابستگی فضایی ندارد
	۸۳	SHDI3 = -0.29 - 86492.46 * HDI3	0.2287	وابستگی فضایی ندارد
	۸۴	SHDI4 = -0.086 - 86460.52 * HDI4	0.2300	وابستگی فضایی ندارد
	۸۵	SHDI5 = 0.087 - 86622.05 * HDI5	0.2296	وابستگی فضایی ندارد
اعتبارات بانکی به بخش غیردولتی ۸۱-۸۵	۸۱	SBL1 = 4922 - 1.5*BL1	0.0834	وابستگی فضایی ندارد
	۸۲	SBL2 = -0.0005 - 0.81*BL2	0.0816	وابستگی فضایی ندارد
	۸۳	SBL3 = 0.0003 - 1.02*BL3	0.0647	وابستگی فضایی ندارد
	۸۴	SBL4 = -7.9e-08 - 1.31*BL4	0.0770	وابستگی فضایی ندارد
	۸۵	SBL5 = 0.0003 - 1.1*BL5	0.0729	وابستگی فضایی ندارد

پیوست ۲: آزمون همگرایی برای متغیرهای نامانای پژوهش (طبق آزمون Hardi)

Kao Residual Cointegration Test
Series: LHDI LSC LGE LGS LGP LBL LSGE LSGS
Date: 02/07/10 Time: 19:18
Sample: 1381 1385
Included observations: 150
Null Hypothesis: No cointegration
Trend assumption: No deterministic trend
User-specified lag length: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

	t-Statistic	Prob.
ADF	-8.281147	0.0000
Residual variance	0.000298	
HAC variance	0.000244	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID)
Method: Least Squares
Date: 02/07/10 Time: 19:18
Sample (adjusted): 1383 1385
Included observations: 90 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-1.356744	0.110777	-12.24751	0.0000
D(RESID(-1))	0.167902	0.055712	3.013774	0.0034

R-squared	0.765951	Mean dependent var	0.001030
Adjusted R-squared	0.763291	S.D. dependent var	0.012916
S.E. of regression	0.006284	Akaike info criterion	-7.279588
Sum squared resid	0.003475	Schwarz criterion	-7.224036
Log likelihood	329.5814	Hannan-Quinn criter.	-7.257186
Durbin-Watson stat	1.688247		

پیوست ۳: آزمون معنی‌داری ضریب جزء اخلال با یک وقفه زمانی در رگرسیون (بررسی وجود همبستگی سریالی بین اجزاء اخلال تخمین)

Dependent Variable: U
Method: Panel Least Squares
Date: 08/23/12 Time: 06:27
Sample (adjusted): 1382 1385
Periods included: 4
Cross-sections included: 30
Total panel (balanced) observations: 120

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000586	0.000612	0.957429	0.3403
U(-1)	-0.321345	0.053150	-6.046044	0.0000

R-squared	0.236516	Mean dependent var	0.000655
Adjusted R-squared	0.230046	S.D. dependent var	0.007637
S.E. of regression	0.006701	Akaike info criterion	-7.156630
Sum squared resid	0.005298	Schwarz criterion	-7.110172
Log likelihood	431.3978	Hannan-Quinn criter.	-7.137763
F-statistic	36.55465	Durbin-Watson stat	0.966230
Prob(F-statistic)	0.000000		

پیوست ۴: تخمین مدل یک‌طرفه با اثرات ثابت مقطعی و در نظرگرفتن خودهمبستگی اجزاء اخلال (به صورت ورود وقفه یک مرحله‌ای پس‌ماندها در متغیرهای توضیحی)

Dependent Variable: LHDI
Method: Panel EGLS (Cross-section weights)
Date: 02/07/10 Time: 20:07
Sample (adjusted): 1382 1385
Periods included: 4
Cross-sections included: 30
Total panel (balanced) observations: 120
Iterate coefficients after one-step weighting matrix
Convergence achieved after 19 total coef iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.453329	0.047368	-9.570331	0.0000
LSC	0.059849	0.009875	6.060868	0.0000
LGE	-0.000118	0.001239	-0.094913	0.9246
LGS	0.003018	0.001534	1.967796	0.0525
LGP	0.001076	0.001552	0.693592	0.4899
LBL	0.002080	0.000843	2.466718	0.0157
LSGE	0.017093	0.001932	8.846717	0.0000
LSGS	0.000513	0.002836	0.180871	0.8569
AR(1)	-0.014341	0.030784	-0.465853	0.6426

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Weighted Statistics

R-squared	0.991115	Mean dependent var	-0.422151
Adjusted R-squared	0.987106	S.D. dependent var	0.179830
S.E. of regression	0.006628	Sum squared resid	0.003603
F-statistic	247.2257	Durbin-Watson stat	2.673528
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.978483	Mean dependent var	-0.325775
Sum squared resid	0.003942	Durbin-Watson stat	2.557858

Inverted AR Roots -.01

پیوست ۵: آزمون والد برای ضریب متغیر GE ($H_0: \beta_2 = 0$)

Wald Test:
Equation: EQ01

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	6.060868	82	0.201
F-statistic	36.73412	(1, 82)	0.224
Chi-square	36.73412	1	0.224

Null Hypothesis: C(2)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	0.059849	0.009875

Restrictions are linear in coefficients.

پیوست ۶: نتایج تخمین مدل یک‌طرفه با اثر ثابت مقطعی با حذف متغیر GE

Dependent Variable: LHDI
Method: Panel EGLS (Cross-section weights)
Date: 02/07/10 Time: 21:01
Sample (adjusted): 1382 1385
Periods included: 4
Cross-sections included: 30
Total panel (balanced) observations: 120
Iterate coefficients after one-step weighting matrix
Convergence achieved after 19 total coef iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.453661	0.047002	-9.651917	0.0000
LSC	0.060006	0.009747	6.156596	0.0000
LGS	0.002985	0.001523	1.960029	0.0533
LGP	0.001041	0.001490	0.698946	0.4865
LBL	0.002059	0.000810	2.543752	0.0128
LSGE	0.017004	0.001652	10.29093	0.0000
LSGS	0.000634	0.002731	0.232226	0.8169
AR(1)	-0.013449	0.029936	-0.449249	0.6544

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Weighted Statistics

R-squared	0.991148	Mean dependent var	-0.422185
Adjusted R-squared	0.987308	S.D. dependent var	0.179803
S.E. of regression	0.006590	Sum squared resid	0.003604
F-statistic	258.1476	Durbin-Watson stat	2.675530
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.978489	Mean dependent var	-0.325775
Sum squared resid	0.003940	Durbin-Watson stat	2.556682

Inverted AR Roots -.01

پیوست ۷: آزمون والد برای ضریب متغیر GP ($H_0: \beta_4 = 0$)

Wald Test:
Equation: EQ01

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	1.960029	83	0.053
F-statistic	3.841714	(1, 83)	0.053
Chi-square	3.841714	1	0.053

Null Hypothesis: C(3)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3)	0.002985	0.001523

Restrictions are linear in coefficients.

پیوست ۸: نتایج تخمین مدل یک‌طرفه با اثر ثابت مقطعی با حذف متغیر GP

Dependent Variable: LHDI
Method: Panel EGLS (Cross-section weights)
Date: 02/07/10 Time: 21:29
Sample (adjusted): 1382 1385
Periods included: 4
Cross-sections included: 30
Total panel (balanced) observations: 120
Iterate coefficients after one-step weighting matrix
Convergence achieved after 19 total coef iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.449074	0.046321	-9.694758	0.0000
LSC	0.060615	0.009594	6.318284	0.0000
LGS	0.003282	0.001503	2.183724	0.0318
LBL	0.002084	0.000797	2.615961	0.0105
LSGE	0.017194	0.001602	10.73589	0.0000
LSGS	0.000714	0.002693	0.265022	0.7916
AR(1)	-0.013293	0.029637	-0.448524	0.6549

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Weighted Statistics

R-squared	0.990978	Mean dependent var	-0.421099
Adjusted R-squared	0.987218	S.D. dependent var	0.179419
S.E. of regression	0.006550	Sum squared resid	0.003604
F-statistic	263.6032	Durbin-Watson stat	2.677653
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.978401	Mean dependent var	-0.325775
Sum squared resid	0.003957	Durbin-Watson stat	2.566212

Inverted AR Roots -.01

پیوست ۹: آزمون والد برای ضریب متغیر SGS ($H_0: \beta_7 = 0$)

Wald Test:
Equation: EQ01

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	0.265022	84	0.7916
F-statistic	0.070237	(1, 84)	0.7916
Chi-square	0.070237	1	0.7910

Null Hypothesis: C(6)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(6)	0.000714	0.002693

Restrictions are linear in coefficients.

پیوست ۱۰: نتایج تخمین مدل یک‌طرفه با اثر ثابت مقطعی با حذف متغیر SGS

Dependent Variable: LHDI
Method: Panel EGLS (Cross-section weights)
Date: 02/07/10 Time: 21:30
Sample (adjusted): 1382 1385
Periods included: 4
Cross-sections included: 30
Total panel (balanced) observations: 120
Iterate coefficients after one-step weighting matrix
Convergence achieved after 15 total coef iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.436224	0.033439	-13.04534	0.0000
LSC	0.060965	0.009282	6.567909	0.0000
LGS	0.003240	0.001467	2.209245	0.0298
LBL	0.002084	0.000781	2.668109	0.0091
LSGE	0.016890	0.001448	11.66614	0.0000
AR(1)	-0.011841	0.027298	-0.433781	0.6655

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Weighted Statistics

R-squared	0.991649	Mean dependent var	-0.432080
Adjusted R-squared	0.988309	S.D. dependent var	0.210383
S.E. of regression	0.006574	Sum squared resid	0.003674
F-statistic	296.8666	Durbin-Watson stat	2.741764
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.978467	Mean dependent var	-0.325775
Sum squared resid	0.003944	Durbin-Watson stat	2.585172

Inverted AR Roots -.01