

بررسی همگرایی ظرفیت مالیاتی استان‌های منتخب ایران با رهیافت اقتصادسنجی فضایی

علیرضا شکیبایی^۱

محمدرضا احمدی‌نژاد^۲

فاطمه طالقانی^۳

زهره کمال‌الدینی^۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۰/۳۰

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱/۱۷

چکیده

مالیات به عنوان یکی از مهم‌ترین راه‌های تأمین اعتبار مالی از آغاز شکل‌گیری جوامع و دولت‌ها همیشه مورد توجه بوده است، همچنین تعیین ظرفیت مالیاتی برای بهبود وضع مالیاتی و درآمدهای مالیاتی کاری مهم قلمداد می‌شود. از طرف دیگر، امروزه بسیاری از اندیشمندان اقتصادی به این موضوع اعتقاد دارند که وضعیت اقتصادی یک کشور نه تنها تحت تأثیر عملکرد رفتارهای اقتصادی آن منطقه است بلکه تحت تأثیر عملکرد مناطق مجاور خود نیز می‌باشد و عدم توجه به این روابط و عوامل مکانی می‌تواند تأثیرات منفی بر عملکرد یک منطقه داشته باشد. لذا با توجه به این مسأله، مبحث همگرایی و مباحث مربوط به آن همه روزه توجه تعداد بیشتری از اقتصاددانان را به خود جلب می‌کند. از این رو در مطالعه حاضر، سعی شده است همگرایی ظرفیت مالیاتی استان‌های ایران برای دوره ۹۰-۱۳۸۰ با روش اقتصادسنجی فضایی بوسیله نرم‌افزار MATLAB بررسی گردد. نتایج حاصل از برآورد نشان می‌دهند که ضریب منفی و معنادار وقفه‌ی متغیر وابسته بیانگر همگرایی نسبت مالیات به ارزش افزوده استان‌ها به مسیر بلندمدت است.

واژگان کلیدی: ظرفیت مالیاتی، همگرایی، استان‌های کشور ایران، اقتصاد سنجی فضایی

طبقه‌بندی JEL: H20, R19

-
۱. دانشیار اقتصاد، عضو هیات علمی دانشکده مدیریت و اقتصاد شهید باهنر کرمان
ashakibai@uk.ac.ir
 ۲. کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد شهید باهنر کرمان
Ahmadinejad.mr@gmail.com
 ۳. دانشجوی دکترای اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد شهید باهنر کرمان
taleghani.fa@gmail.com
 ۴. کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد شهید باهنر کرمان
zahrakamaledini@gmail.com

مقدمه

نیاز دولت‌ها به اعتبار مالی برای ایفای وظایف و مسئولیت‌های تأمین و حراست از مرزها، ارائه کالاها و خدمات عمومی، تثبیت و نظایر آن در جامعه، آنها را بر آن می‌دارد تا از راه‌های گوناگون به تأمین اعتبار مالی اقدام کنند. مالیات به عنوان یکی از مهم‌ترین راه‌های تأمین اعتبار مالی از آغاز شکل‌گیری جوامع و دولت‌ها همیشه مورد توجه و بررسی بوده است. مالیات‌ها جدا از نقش اصلی خود یعنی تأمین اعتبار مالی، نقش کلیدی دیگری نظیر تثبیت، کاهش نوسان‌های اقتصادی، هدایت فعالیت‌های اقتصادی و توزیع مجدد درآمد را نیز بر عهده دارند که این امر اهمیت شناخت آن را دوچندان می‌کند.

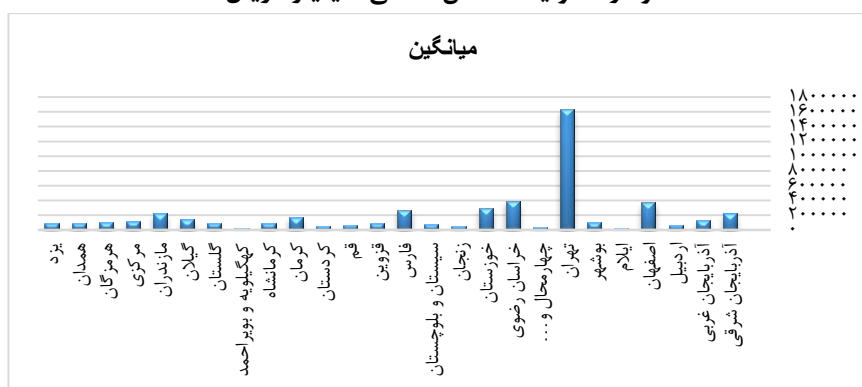
ظرفیت مالیاتی، بیشترین مالیاتی است که با توجه به سطح توزیع آن و ترکیب درآمد و قوانین هر کشور در یک دوره بلندمدت قابل اخذ است. طبیعی است اگر در یک دوره اخذ مالیات بیش از ظرفیت مالیاتی باشد، سبب کاهش درآمد جامعه و درآمد مالیاتی در سال‌های آتی خواهد شد و اگر کمتر از ظرفیت بالقوه مالیاتی باشد، دولت برای رسیدن به اهداف اقتصادی خود با مشکلات مواجه خواهد شد (مهرگان و پژمان، ۱۳۸۴، ص ۱۱۹). ظرفیت مالیاتی در واقع حجم مالیاتی است که جامعه توان پرداخت آن را دارد. به عبارت دیگر، ظرفیت مالیاتی آشکار می‌نماید که یک کشور یا یک منطقه، اول چه میزان تلاش در تجهیز منابع مالیاتی به کار برده است و دیگر اینکه تا چه میزان توان افزایش این منابع را دارد.

امروزه بسیاری از اندیشمندان اقتصادی معتقدند وضعیت اقتصادی یک منطقه نه تنها تحت تأثیر عملکرد و رفتارهای اقتصادی آن منطقه است، بلکه تحت تأثیر عملکرد مناطق مجاور خود نیز می‌باشد و نادیده گرفتن این روابط و عدم توجه به عوامل مکانی می‌تواند تأثیرات بسیار منفی بر عملکرد یک منطقه داشته باشد. لذا با فرض اینکه در پدیده‌های اقتصادی-اجتماعی جوامع با ساختارها و فرهنگ‌های تقریباً مشابه به طرف وضعیت مشابه حرکت می‌کنند و با هم همگرا می‌شوند، مبحث همگرایی و مباحث مربوط به آن همه روزه توجه تعداد بیشتری از اقتصاددانان را به خود جلب می‌کند (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۷، ص ۷).

از این رو، در مقاله حاضر سعی بر این است که همگرایی ظرفیت مالیاتی اقتصادی استان‌های کشور ایران بررسی گردد. استان‌های هایی که این مطالعه در مورد آنها صورت گرفته است، استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان رضوی، خوزستان، زنجان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان و یزد می‌باشد.

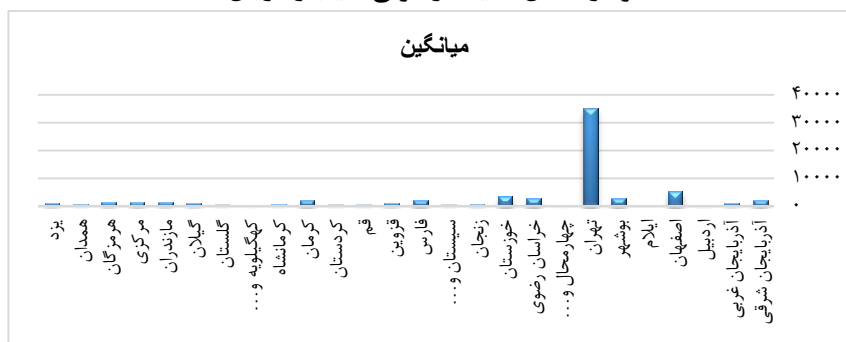
و برای آشنایی بیشتر با وضعیت اقتصادی این استان‌ها، نمودارهای میانگین چند شاخص مالیاتی برای دوره ۹۰-۱۳۸۰ در زیر ارائه گردیده است.

نمودار ۱. تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال)



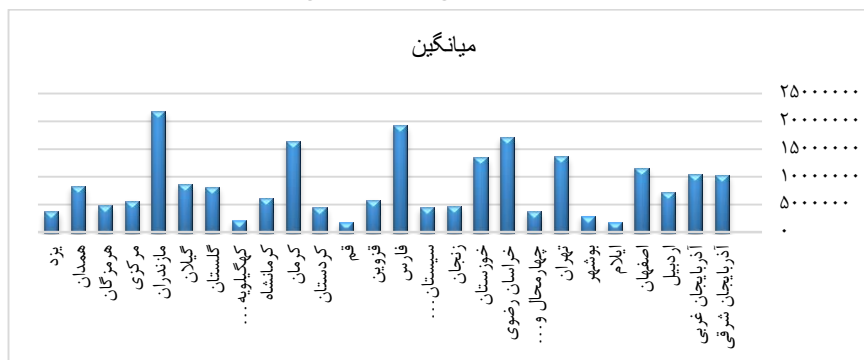
همانطور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، استان‌های تهران، خراسان رضوی و اصفهان دارای بیشترین میانگین تولید ناخالص داخلی در دوره ۹۰-۱۳۸۰ بوده‌اند.

نمودار ۲. کل مالیات وصولی (میلیارد ریال)



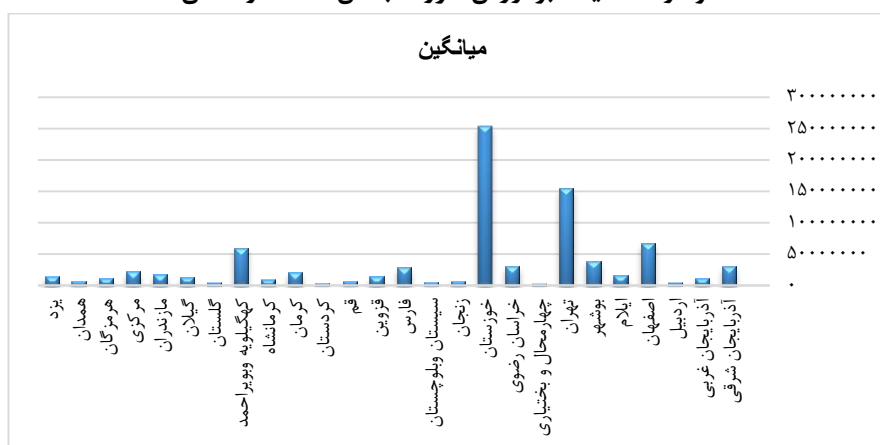
با توجه به نمودار (۲)، استان تهران، اصفهان و خوزستان، بیشترین مالیات را در دوره زمانی مورد بررسی دریافت کرده‌اند؛ هرچند که استان تهران اختلاف قابل ملاحظه‌ای با سایر استان‌ها دارد.

نمودار ۳. مالیات بر ارزش افزوده بخش کشاورزی



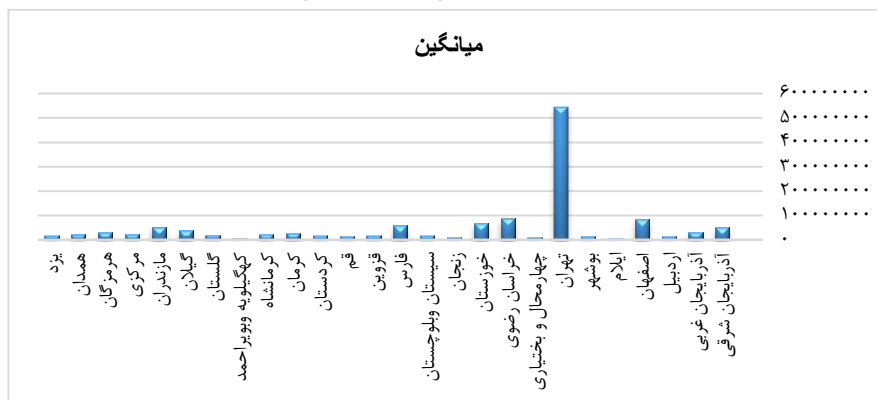
نمودار (۳) نشان می‌دهد که استان‌های مازندران، فارس و خراسان رضوی، بیشترین مالیات بر ارزش افزوده بخش کشاورزی را وصول کرده‌اند

نمودار ۴. مالیات بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن



با توجه به نمودار بالا، استان‌های خوزستان، تهران و اصفهان دارای بیشترین مالیات وصول شده برای ارزش افزوده بخش صنعت و معدن بوده‌اند.

نمودار ۵. مالیات بر ارزش افزوده بخش خدمات



نمودار (۵) حاکی از این است که استان تهران با اختلاف فاحشی نسبت به دیگران بیشترین مالیات بر ارزش افزوده بخش خدمات را جمع آوری کرده است. در ادامه در بخش دوم، ادبیات موضوع با بررسی مطالعات قبلی در زمینه مالیات، ظرفیت مالیاتی، برآورد ظرفیت مالیاتی و همگرایی بیان گردیده و در بخش سوم و چهارم، تصریح و برآورد مدل و در پایان، نتیجه‌گیری مقاله ارائه شده است.

ادبیات موضوع

حاتمی زاده و غیبی (۱۳۸۰، ص ۹) وضع نظام مالیاتی کشور برای دوره ۱۳۴۲ تا ۱۳۷۹ را بررسی کردند و نتایج بر این دلالت می‌کنند که شاخص نسبت مالیات‌ها به تولید ناخالص داخلی به عنوان یکی از معیارهای سنجش کارایی نظام مالیاتی در سال‌های اخیر نوسان قابل توجهی داشته و رقم آن در ۱۳۷۹ به ۶ درصد رسیده است.

مهرگان و پژمان (۱۳۸۴، ص ۱۱۷) به برآورد ظرفیت مالیاتی استان‌های کشور، با استفاده از الگوی داده‌های تلفیقی، طی دوره ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۰ پرداختند. نتایج بر این دلالت دارند که استان تهران با بیشترین و استان همدان با کمترین تلاش در جهت تحقق درآمدهای مالیاتی به ترتیب، رتبه اول و رتبه ای بیش از متوسط استان‌های کشور را داشته‌اند. شکاف میان مالیات اخذ شده و ظرفیت مالیاتی، بیشتر در مالیات‌های مستقیم و بویژه در بخش خدمات مشاهده می‌شود. این شکاف در مالیات‌های غیرمستقیم بسیار ناچیز است، ضمن آنکه افزایش سطح اشتغال نیروی کار تحصیل کرده در افزایش ظرفیت مالیاتی استان به لحاظ آماری معنی‌دار است.

موسوی جهرمی و زایر (۱۳۸۶، ص ۳۴) مقایسه عملکرد دو مدل تصمیم‌گیری با معیارهای چندگانه، رتبه‌بندی استان‌های کشور بر اساس عوامل تأثیرگذار بر ظرفیت مالیاتی، برای سال‌های ۱۳۸۴ و ۱۳۸۵ انجام داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد، در استان‌هایی که رتبه وصولی مالیات کمتر از رتبه شاخص ظرفیت مالیاتی آنها بوده است، می‌توان عنوان کرد که در این استان‌ها ظرفیت‌های مالیاتی بلااستفاده وجود دارد و لذا با توجه به شکاف موجود، در شرایط فعلی افزایش درآمدهای مالیاتی ممکن است.

فرازمند و بهاروند احمدی (۱۳۸۷، ص ۱۴۱) به مطالعه عوامل مؤثر بر ظرفیت مالیاتی در استان لرستان طی دوره ۱۳۶۰ تا ۱۳۸۳ پرداختند. نتایج کمی حاصل از برآورد مدل طی دوره مورد بررسی نشان می‌دهد بین ارزش افزوده بخش‌های صنعت و خدمات، نرخ باسواد و ظرفیت مالیاتی استان، رابطه مثبت وجود دارد ولی متغیرهای ارزش افزوده بخش معدن، درآمد سرانه، نرخ تورم و جمعیت، رابطه معنی‌داری ندارند.

قطمیری و اسلاملوئیان (۱۳۸۷، ص ۲۱) به برآورد تلاش مالیاتی در ایران و مقایسه آن با کشورهای در حال توسعه منتخب، طی دوره ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۲ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد بین نسبت مالیاتی و سهم ارزش افزوده بخش‌های صنعت، خدمات و تجارت خارجی از تولید ناخالص داخلی، رابطه مستقیم و معنادار وجود دارد. اما سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی و نسبت قرض‌های خارجی به تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم بر نسبت مالیاتی، تأثیر منفی بر نسبت مالیاتی دارد.

پیروانی و سلطانی شیرازی (۱۳۸۷، ص ۴۳) برآورد ظرفیت مالیاتی در استان فارس را بررسی کردند. یافته‌های این مطالعه بیانگر وجود شکاف مالیاتی در سه بخش مالیات مشاغل، شرکت‌ها و کل مالیات بوده که حاکی از وجود ظرفیت‌های بالقوه در این بخش‌ها می‌باشد.

فلاحتی و همکاران (۱۳۸۹، ص ۱۲۰) به برآورد ظرفیت مالیاتی کشور با استفاده از شبکه‌های عصبی، طی دوره ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۶ پرداختند. نتایج نشان دادند درجه شهرنشینی تأثیر قابل توجهی در ظرفیت مالیاتی کشور دارد و باز بودن اقتصادی و ضریب جینی نیز در برآورد ظرفیت مالیاتی از اهمیت برخوردارند؛ اما سهم بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و همچنین سیاست‌های تعدیل و شوک‌های نفتی که به عنوان متغیرهای دامی وارد مدل شده‌اند، از اهمیت کمی برخوردار است و نقش چندانی در برآورد ظرفیت مالیاتی کشور ندارد.

شکیبایی و خراسانی (۱۳۹۱، ص ۱۸۱) به بررسی تأثیر عوامل مؤثر بر عملکرد مالیاتی ایران با استفاده از داده‌های استانی، طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸ پرداختند. نتایج حاصل از برآورد مدل با

داده‌های پانل نشان می‌دهد، افزایش نسبت ارزش افزوده بخش‌های خدمات، معدن، صنعت و ساختمان به تولید ناخالص داخلی باعث افزایش نسبت مالیاتی شده است.

عباسی و همکاران (۱۳۹۲، ص ۱۴۷) به برآورد ظرفیت مالیاتی استان گلستان طی دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۶ پرداختند. نتایج حاکی از آن است، ارزش افزوده بخش‌های صنعت و معدن، مسکن و ساختمان و خدمات تأثیر مثبت و معناداری بر مالیات وصولی استان دارند، اما درآمد سرانه تأثیر معناداری ندارد. جلائی و همکاران (۱۳۹۲، ص ۹) برآورد ظرفیت مالیاتی ایران با استفاده از الگوریتم بهینه سازی انبوه ذرات^۱ و الگوریتم ژنتیک^۲ را انجام دادند. نتایج مدل برآوردی نشان‌دهنده تأثیر مثبت متغیرهای درآمد سرانه و نسبت ارزش افزوده بخش‌های صنعت و معدن و خدمات به تولید ناخالص داخلی بر ظرفیت مالیاتی می‌باشد و نسبت ارزش افزوده بخش کشاورزی به تولید ناخالص داخلی، تورم و بیکاری با ظرفیت مالیاتی رابطه غیرمستقیم دارد.

غلامی (۱۳۹۳، ص ۵) به بررسی نظام مالیات بر ارزش افزوده در ایران و ۲۲ کشور دیگر پرداخته و یافته‌ها حاکی از آن است که مالیات بر ارزش افزوده در ایران همانند کشورهای منتخب از نوع مصرفی و مبتنی بر اصل مقصد است، ملاک ثبت نام در اغلب کشورها گردش مالی سالانه یا گردش مالی مشمول مالیات سالانه است، درحالی که در ایران، علاوه بر استفاده از این معیارها ماهیت فعالیت‌های اقتصادی نیز به کار می‌رود.

سندمو (Sandmo, 1976: 37) به بررسی مالیات بهینه پرداخته است. نتایج حاکی از این است، اگر چه مالیات کل را می‌توان یک بار و برای همه پیش‌بینی کرد، که دشوار می‌باشد؛ اما دشوارتر آنکه، تصور مالیات به مثابه یک سیستم دائمی است.

اوپندر (Upender, 2008: 59) درجه رانش مالیاتی در هند را بررسی و بیان نمود که، برآورد رانش مالیات ناخالص، ثابت مثبت و معنی‌دار است و مالیات ناخالص متوسط باکشی است. از این نتیجه، می‌توان درک کرد که افزایش یک درصد در درآمد منجر به افزایش مالیات ناخالص درآمد، بیش از یک درصد می‌شود.

لی و همکاران (Le et al., 2008: 1) به مطالعه گسترش ظرفیت مشمول مالیات و رسیدن به پتانسیل درآمد کشورهای صحرایی پرداختند. نتایج حاکی است بیشتر کشورهای در حال توسعه جهان - در صورتی که قابل انجام باشد - می‌باید به اصلاحات مالیاتی برای بالا بردن درآمد اضافی مورد نیاز، اهتمام ورزند.

1. PSO

2. GA

عبدالجلیل (206: Abdul Jalil, 2011) به بررسی ظرفیت مالیاتی و تلاش مالیاتی دولت‌ها در شبه جزیره مالزی پرداخته است. نتایج دلالت بر آن دارند که کشورهای بیشتر توسعه‌یافته، در مقایسه با کمتر توسعه‌یافته‌ها، به داشتن شاخص بالاتر در تلاش مالیاتی تمایل دارند.

لی و همکاران (1: Le et al., 2012) تلاش مالیاتی و ظرفیت مالیاتی ۱۱۰ کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه، طی دوره ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۹ را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد کشورهایی که کیفیت نهادی بهتری مانند کیفیت بوروکراسی را دارا هستند، می‌توانند مالیات بالاتری جمع‌آوری کنند؛ یعنی کشورها برای افزایش سطح درآمدهای مالیاتی، نیاز به بهبود کیفیت حکومت خود دارند. اکبری و مؤیدفر (۱۳۸۳، ص ۱) همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور را در دوره زمانی ۸۰-۱۳۷۰ با یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی بررسی کردند. نتایج به دست آمده بر پایه الگوی رشد نئوکلاسیک «سولو-سوان»، نمایانگر وجود همگرایی بین استان‌ها می‌باشد و تخمین ضریب همگرایی نشان می‌دهد که در هر سال ۳۱ درصد از شکاف موجود در رشد اقتصادی ایران کاهش می‌یابد. از طرفی ورود متغیر وابستگی فضایی، نه تنها درجه توضیح دهنده‌ی الگو را افزایش می‌دهد، بلکه در مناطق مجاور از نظر جغرافیایی، وجود ضریب مثبت و معنی‌دار متغیر وابستگی فضایی، نشانگر وجود اثرات مثبت سرریز ناشی از رشد اقتصادی است.

ابریشمی و همکاران (۱۳۸۷، ص ۷) با بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در کشورهای اسلامی به وسیله اقتصادسنجی فضایی به این نتیجه دست یافته‌اند که در میان کشورهای اسلامی، همگرایی سیگما و بتای شرطی و غیر شرطی وجود دارد.

شکیبایی و بطا (۱۳۸۸، ص ۲۳)، همگرایی اقتصادی در منطقه آسیای جنوب غربی را با استفاده از مدل جاذبه بررسی کرده و به این نتایج دست یافته‌اند که پتانسیل تجاری کشور ایران و یکپارچگی اقتصادی کشورهای عضو بلوک منطقه آسیای جنوب غربی در تجارت دو جانبه، ۶۱ درصد است و در صورت عدم حضور ایران در این بلوک، این مقدار به ۷۱ درصد افزایش می‌یابد.

فلاحی و همکاران (۱۳۹۰، ص ۹۳) به بررسی همگرایی نوع بتا بین ایران و کشورهای منتخب اسلامی پرداختند. در این بررسی از متدولوژی سری زمانی استفاده شده و نتایج حاکی از وجود همگرایی بتا در اکثر کشورهای اسلامی به سمت مقدار متوسط درآمد سرانه این گروه از کشورها می‌باشد.

شکیبایی و شاه سنایی (۱۳۹۰، ص ۸۹) با توجه به شرکت ایران در گروه شانگهای به عنوان عضو ناظر و تلاش برای پیوستن به آن، همگرایی اقتصادی و همگرایی چرخه‌های تجاری در گروه شانگهای را بررسی کردند. در این مقاله از روش اقتصادسنجی و مدل جاذبه تعمیم یافته در دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۶ استفاده شده است که نتایج نشان می‌دهد بین ایران و گروه شانگهای همگرایی تجاری وجود

ندارد بلکه روابط تجاری واگرا هستند و همچنین بین همزمانی چرخه های تجاری و همگرایی (واگرایی) این کشورها، رابطه منفی و معنی داری وجود دارد.

هرتمنی و تفکری (۱۳۹۱) در مطالعه ای با بررسی همگرایی درآمد سرانه میان کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی، به این نتایج دست یافته اند که تنها در دو کشور گینه و مالی، همگرایی درآمدی ضعیفی وجود دارد و در سایر کشورها، عدم همگرایی دیده شده که چندان قوی نمی باشد و بیشترین عدم همگرایی مربوط به ایران و پس از آن مربوط به کشور مالی است.

گیاننتی (Giannetti, 2002) در مقاله ای با عنوان همگرایی یا واگرایی یا هر دو، اثرات ادغام الکترونیکی در نابرابری های منطقه ای را بررسی می کند. این مقاله پیشنهادی است برای توضیح همگرایی در سراسر کشور، و مدل نشان می دهد که حتی اگر این مساله رشد را سرعت ببخشد و همگرایی را در سراسر کشور به ارمغان آورد، افزایش دانش ملی به دلیل تعامل بیشتر بین دو کشور، ممکن است اختلافات منطقه ای را حتی با تغییر دانش تشدید کند. این شواهد دلالت های الگو را پشتیبانی می کند.

کامرون و همکاران (Cameron, 2005) در مقاله ای با عنوان همگرایی فناوری مخارج تحقیق و توسعه و تجارت و رشد بهره وری، با استفاده از داده های پنل، رشد بهره وری را برای صنایع تولیدی ۱۴ کشور متحد از سال ۱۹۷۰ تحلیل کردند. نوآوری و انتقال فناوری، دو منبع بالقوه رشد بهره وری را برای یک کشور عقب افتاده از مرز تکنولوژیکی ارائه می دهد. نقش ایفا شده به وسیله تحقیق و توسعه، تجارت بین المللی و سرمایه انسانی در تحریک هر منبع از رشد بهره وری آزمون می شود. انتقال فناوری از نظر آماری و کمی مهم است. در حالی که بهره وری کل عوامل را افزایش می دهد. نرخ نوآوری و تجارت بین المللی، سرعت فناوری را بهبود می بخشد.

کاردوسو و پنتکوست (Cardoso and Pentecost, 2011) نقش سرمایه انسانی در رشد و همگرایی را در پرتغال بررسی کردند. به طور بالقوه یکی از عوامل مهم رشد اقتصادی منطقه ای، همگرایی سرمایه انسانی است؛ اگرچه به دلیل فقدان داده، این عامل از مطالعات اقتصادسنجی حذف شده است. این مقاله، سه نمونه از سرمایه انسانی در سطح منطقه ای را برای پرتغال در دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۱ مقایسه و سپس رشد منطقه ای را بر روی متغیرهای مورد نظر رگرسی می کند. نتایج نشان می دهد که هر دو سطح آموزش متوسطه و بالاتر، اثر مثبت و قابل توجهی در ارزیابی نرخ رشد منطقه ای دارد.

فیلیزتکین و کاراحسن (Filiztekin and Karahasan, 2013) همگرایی سرمایه انسانی را در دوره ۲۰۰۰-۱۹۹۰ مورد بررسی قرار دادند. این مقاله، تفاوت سرمایه انسانی منطقه ای را در ترکیه با فرض همگرایی در طول دو دهه گذشته بررسی می کند. مجموعه اولیه از نتایج به دست آمده از

داده های سطح منطقه، تئوری همگرایی نئوکلاسیک ها را برای ترکیه تأیید می کند. نتایج اضافی به دست آمده از تجزیه و تحلیل فضایی داده ها و رگرسیون وزنی تأکید می کند که این همگرایی ثابت است، گرچه برآوردهای جهانی از سرمایه انسانی اولیه، همگرایی کلی را مؤکداً نشان می دهد. ویگا (2013, Veiga) جهانی شدن مالی، همگرایی و رشد را از طریق نقش سرمایه گذاری مستقیم خارجی در دوره ۲۰۰۹-۱۹۷۰ بررسی نمود. به طور تجربی نقش سرمایه گذاری مستقیم خارجی در رشد از طریق انتشار فناوری و نوآوری بررسی می شود. با استفاده از رگرسیون رشد استاندارد بر روی رشد تولیدات، اثر سرمایه گذاری مستقیم خارجی را به صورت مثبت بیان می کند که ممکن است نماینده نوآوری و اثر خارجی باشد. این دو مکانیزم که اثر مثبتی روی رشد تولیدات و رشد تولید ناخالص داخلی دارند، بررسی می شود که این نتایج با مدل اقتصاد باز سازگار است که در آن، سرمایه گذاری مستقیم خارجی از طریق انتشار تکنولوژی و نوآوری بر روی رشد اثر می گذارد.

مبانی نظری

مزایای مالیاتی که با توجه به پایه مالیاتی و گردش مالی فعالیت های اقتصادی، به طور بالقوه امکان دریافت آن در هر دوره وجود دارد، ظرفیت مالیاتی می گویند و پایه مالیاتی در واقع همان مبنای دریافت مالیات است که می تواند ارزش افزوده یا هر متغیر اقتصادی دیگری باشد. از نظر عملی ظرفیت مالیاتی، مقدار مالیاتی است که می توان براساس عوامل تأثیرگذار بر نسبت مالیاتی به طور بالقوه دریافت کرد. از دیدگاه گروهی از اقتصاددانان، ظرفیت مالیاتی یک جامعه، ظرفیتی است که در آن سطح، همه برداشت های مالیاتی اعم از مالیات بر درآمد، مالیات بر مخارج و مالیات بر ثروت انجام می شود (فلاحی، ۱۳۸۹، ص ۱۰۶)

برای به دست آوردن نسبت مالیاتی مطلوب، از روش شناسی لیتولد استفاده می شود. در این روش شناسی، فرض بر این است که دولت با انتخاب میزان معینی مالیات و مخارج، تابع رفاه اجتماعی را با توجه به قید بودجه ای خود- با این فرض که قاعده بودجه متوازن برقرار است- حداکثر می سازد. مزیت روش لیتولد نسبت به سایر مطالعات صورت گرفته درباره برآورد نسبت مالیاتی مطلوب، این بوده که دارای مبانی نظری خرد است. برای سادگی، مفروض است تابع رفاه اجتماعی به شکل لگاریتمی خطی به صورت زیر است (عباسی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۵۲):

$$W = \alpha \ln(Y - T - \bar{Y}) + \beta \ln(G - \bar{G}) \quad (1)$$

که در آن، G مخارج دولت (مخارج مصرفی و سرمایه گذاری)، $\bar{G}$ حداقل خدمات و کالاهای عمومی مورد نیاز جامعه، $Y - T$ درآمد قابل تصرف افراد جامعه و $\bar{Y}$ حداقل درآمد برای معاش، و فرض بر

این است که دولت دارای قید بودجه متوازن بوده، یعنی کل مخارج دولت برابر کل مالیات‌های دریافتی است. از این رو، قید بودجه‌ای دولت به صورت زیر خواهد بود:

$$T = G \quad (۲)$$

برای بهینه‌سازی از تابع لاگرانژ استفاده می‌شود:

$$W = \alpha \ln(Y - T - \bar{Y}) + \beta \ln(G - \bar{G}) + \lambda(T - G) \quad (۳)$$

شرط مرتبه اول بهینه‌سازی، مستلزم این است که مشتقات مرتبه اول تابع لاگرانژ نسبت به λ ، T و G مساوی صفر باشد. از این رو، روابط زیر به دست خواهد آمد:

$$\begin{aligned} \left(\frac{\partial W}{\partial T}\right) &= \left(-\frac{\alpha}{Y-T-\bar{Y}}\right) + \lambda = 0 \\ \left(\frac{\partial W}{\partial G}\right) &= \left(\frac{\beta}{G-\bar{G}}\right) - \lambda = 0 \\ \left(\frac{\partial W}{\partial \lambda}\right) &= T - G = 0 \end{aligned} \quad (۴)$$

چنانچه دو جزء اول رابطه (۴) بر هم تقسیم شود، رابطه زیر به دست خواهد آمد:

$$G = \left(\frac{\beta}{\alpha}\right) Y - \left(\frac{\beta}{\alpha}\right) T - \left(\frac{\beta}{\alpha}\right) \bar{Y} + \bar{G} \quad (۵)$$

اگر رابطه (۵) در جزء سوم رابطه (۴) قرار داده و ساده شود، می‌توان به نسبت مالیاتی مطلوب رسید:

$$\left(\frac{T}{Y}\right)^* = \left(\frac{1}{1+\frac{\alpha}{\beta}}\right) - \left(\frac{1}{1+\frac{\alpha}{\beta}}\right) \left(\frac{\bar{Y}}{Y}\right) + \left(\frac{1}{1+\frac{\alpha}{\beta}}\right) \left(\frac{\bar{G}}{Y}\right) \quad (۶)$$

علت آنکه به نسبت مالیاتی به دست آمده، نسبت مالیاتی مطلوب اطلاق می‌شود، این است که از فرایند بهینه‌سازی تابع رفاه اجتماعی به دست می‌آید. اگر ضریب $\left(\frac{1}{1+\frac{\alpha}{\beta}}\right)$ برابر δ تعریف شود، رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\left(\frac{T}{Y}\right)^* = \delta - \delta \left(\frac{\bar{Y}}{Y}\right) + (1 - \delta) \left(\frac{\bar{G}}{Y}\right) \quad (۷)$$

براساس روش‌شناسی لیتولد، فرض بر این است که $\bar{Y}$ و $\bar{G}$ یک تابع خطی از درآمد ملی به صورت زیر هستند:

$$\bar{G} = \varphi_0 + \varphi_1 Y \quad (۸)$$

$$\bar{Y} = \phi_0 + \phi_1 Y \quad (۹)$$

روابط (۸) و (۹) در رابطه (۷) جایگذاری شده‌است:

$$\begin{aligned} \left(\frac{T}{Y}\right)^* &= \delta - \delta \left(\frac{\phi_0 + \phi_1 Y}{Y}\right) + (1 - \delta) \left(\frac{\varphi_0 + \varphi_1 Y}{Y}\right) \\ \left(\frac{T}{Y}\right)^* &= \delta - \delta \phi_0 \left(\frac{1}{Y}\right) + \delta \phi_1 + \varphi_0 \left(\frac{1}{Y}\right) + \delta \varphi_1 \\ \left(\frac{T}{Y}\right)^* &= \delta(1 + \phi_1 - \varphi_1) + (\varphi_0 - \delta \phi_0) \left(\frac{1}{Y}\right) \end{aligned} \quad (۱۰)$$

اگر $\delta(1 + \phi_1 - \varphi_1) = \theta_0$ و $(\varphi_0 - \delta\phi_0) = \theta_1$ تعریف شود، نسبت مالیاتی مطلوب به صورت زیر خواهد بود:

$$\left(\frac{T}{Y}\right)^* = \delta\theta_0 + \theta_1 \left(\frac{1}{Y}\right) \quad (11)$$

همگرایی، مشخصه کلیدی مدل رشد نئوکلاسیک‌ها است (Solow, 1956). در این مدل اگر مناطق تنها در سطح اولیه درآمد سرانه و سرمایه از یکدیگر تفاوت داشته باشند، در نهایت به یک سطح تعادلی خواهند رسید؛ یعنی به علت بازدهی نزولی سرمایه، در مناطق ثروتمند به دلیل وفور سرمایه، بازدهی سرمایه کاهش یافته و در نتیجه نرخ رشد آن مناطق سیر نزولی خواهد داشت. در مقابل، مناطق فقیر به علت کمبود سرمایه و بازدهی بیشتر آن، نرخ رشد مناطق سیر صعودی به خود می‌گیرد و در نهایت به یک سمت همگرا می‌شوند، و شکاف درآمدی بین این مناطق در طی زمان تمایل به محو شدن خواهد داشت؛ یعنی مساله همگرایی برای این مناطق رخ خواهد داد. ولی اگر نرخ رشد مناطق ثروتمند، سریع‌تر از نرخ رشد مناطق فقیر باشد، شکاف درآمدی این مناطق در طی زمان افزایش می‌یابد، و در این حالت، این مناطق نسبت به یکدیگر واگرا شده‌اند.

بارو و سالامارتین (۱۹۹۱) در مطالعات خود به نوعی از همگرایی تحت عنوان همگرایی β اشاره می‌کنند. این نوع همگرایی اشاره بر تمایل درآمد سرانه واقعی به سمت یک تعادل بلندمدت دارد و بر اساس آن، دو نظریه مطرح می‌گردد: اول، فرضیه همگرایی مطلق، که مطابق آن اقتصادها به سمت یک حالت پایا همگرا هستند و در این حالت، تفاوت آنها به شرایط اولیه آنها بستگی دارد و دوم، حالتی است که ساختار اقتصاد کشورها متفاوت است و در نتیجه، حالت پایای آنها سطوح متفاوتی دارد که در این شرایط، فرضیه همگرایی مشروط طرح می‌گردد. و هر اقتصاد به سمت حالت پایای خود میل می‌کند و هرچه فاصله از حالت پایا بیشتر باشد، نرخ رشد بالاتر است.

در اینجا مشابه مدل فوق، برای نسبت مالیاتی استفاده می‌شود؛ به دلیل اینکه در اغلب مدل‌های اقتصادی، هم‌بستگی شدید و بالا بین مالیات و درآمد سرانه وجود دارد.

در ادامه، در باب همگرایی β شرطی و غیرشرطی نسبت مالیاتی به کل تولید ناخالص داخلی بیشتر توضیح خواهیم داد.

همگرایی β غیرشرطی با فرض اینکه نسبت مالیاتی به کل تولید ناخالص داخلی دارای یک تعادل بلندمدت واحد برای همه کشورها و یا مناطق می‌باشد، مطرح می‌گردد. در همگرایی β غیرشرطی با استفاده از مدل رگرسیون زیر، هر استان مورد بررسی قرار می‌گیرد.

$$g_{it} = \alpha + \beta(y)_{i,t-T} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

که در آن، y مالیات کل به تولید ناخالص داخلی، g نرخ رشد مالیات کل به تولید ناخالص داخلی $[g_{it} = \log(y_{it}) - \log(y_{i,t-T})]$ ، t زمان پایان دوره و T طی دوره مورد بررسی می باشد. و بدین ترتیب، می توان تخمینی برای β به دست آورد که علامت منفی آن، دلیلی بر همگرایی باشد. همچنین می توان براساس سطح y^* (سطح تعادل بلندمدت مالیات کل به تولید ناخالص داخلی) و مقدار $y(t)$ (میزان مالیات کل به تولید ناخالص داخلی)، مقدار λ یا سرعت همگرایی را به صورت تقریبی به دست آورد. در این صورت، در تعادل بلندمدت داریم:

$$\frac{d \ln(y(t))}{dt} = \lambda [\ln(y^*) - \ln(y(t))] \quad (۱۳)$$

که می توان نوشت:

$$\ln(y(t)) = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) + e^{-\lambda t} \ln(y(0))$$

با حذف $y(0)$ از هر دو طرف معادله، خواهیم داشت:

$$\ln(y(t)) - \ln(y(0)) = (1 - e^{-\lambda t}) [\ln(y^*) - \ln(y(0))]$$

از آنجا که $\beta = (1 - e^{-\lambda t})$ در مورد λ می توان نوشت:

$$\lambda = \left[-\frac{1}{T} \ln(\beta) \right] \quad (۱۴)$$

یکی دیگر از مدل هایی که بارو و سالای مارتین مطرح می کنند، مدل های تجربی است که به دو صورت ساده خطی و غیرخطی تخمین زده می شود. مدل ساده خطی به صورت زیر بیان می شود:

$$\frac{1}{T} \ln \frac{y_{iT}}{y_{i0}} = \alpha + \beta \ln(y_{i0}) + \varepsilon_i \quad (۱۵)$$

که در آن، β بیانگر ضریب همگرایی و علامت منفی آن، بیانگر همگرایی در بین داده های تحت بررسی است، y_{iT} میزان نسبت مالیاتی به کل تولید ناخالص داخلی منطقه i در زمان T و y_{i0} میزان نسبت مالیاتی به کل تولید ناخالص داخلی در زمان شروع دوره در منطقه i است. در اینجا ضریب β بیانگر سرعت همگرایی نیست و برای محاسبه سرعت همگرایی، می باید از رابطه زیر استفاده نمود:

$$\theta = \frac{-\ln(1+\beta)}{T} \quad (۱۶)$$

مدل غیرخطی که از جنبه نظری نسبت به مدل خطی مناسب تر است، به صورت زیر بیان می شود:

$$\frac{1}{T} \ln \frac{y_{iT}}{y_{i0}} = \alpha + \frac{1 - \exp[-T\beta]}{T} \ln(y_{i0}) + \varepsilon_i \quad (۱۷)$$

در اینجا ضریب β بیانگر ضریب همگرایی و علامت منفی آن، بیانگر همگرایی در بین داده های مورد مطالعه می باشد. در این بررسی، ضریب β سرعت همگرایی است.

همان گونه که در مبانی نظری نیز مطرح شد، همگرایی غیرشرطی مستقل از شرایط اولیه و ویژگی های دیگر یک اقتصاد شکل می گیرد، در حالی که در همگرایی شرطی، این ویژگی ها در نظر

گرفته می شود. که در اینجا دو روش وجود دارد: یکی انتخاب استان ها است که دارای ویژگی های ساختاری و اقتصادی مشابه بخصوص از لحاظ سیاست های مالیاتی و ظرفیت مالیاتی هستند و روش دیگر، استفاده از متغیرهایی در مدل است که بیانگر این تفاوت ها باشند. به این منظور با استفاده از روش شناسی لیتولد، متغیرهای شاخص توسعه انسانی، نسبت ارزش افزوده بخش های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات به تولید ناخالص داخلی را به عنوان متغیرهای توضیحی به مدل همگرایی بارو و سالای مارتین اضافه نموده و مدل های همگرایی شرطی زیر را تخمین می زنیم:

$$g_{it} = \alpha + \beta(y)_{i,t-T} + \gamma_1 X + \varepsilon_t \quad (18)$$

$$\frac{1}{T} \ln \frac{y_{iT}}{y_{i0}} = \alpha + \beta \ln(x_{i0}) + \gamma_1 X + \varepsilon_i \quad (19)$$

$$\frac{1}{T} \ln \frac{y_{iT}}{y_{i0}} = \alpha + \frac{1 - \exp[-T\beta]}{T} \ln(y_{i0}) + \gamma_1 X + \varepsilon_i \quad (20)$$

در ادامه، توضیحی درباره روش اقتصادسنجی فضایی ارائه می گردد.

اقتصادسنجی فضایی

یکی از تحولات و پیشرفت های ایجاد شده در به کارگیری روش های کمی و مقداری در علوم رفتاری بویژه اقتصاد، تکامل شاخه اقتصادسنجی به اقتصادسنجی فضایی است. در یک دهه اخیر، این زمینه از اقتصادسنجی توانسته است در علوم منطقه ای - یا به طور کلی علوم که اطلاعات و داده هایی که مکان و مختصات جغرافیایی در آن دخالت دارند - گسترش قابل توجهی پیدا کند. تفاوت اقتصادسنجی فضایی با اقتصادسنجی مرسوم، در توانایی و کاربرد تکنیک اقتصادسنجی برای استفاده از داده های نمونه ای است که دارای جزء مکانی هستند. زمانی که داده های نمونه ای دارای جزء مکانی هستند، دو مسئله رخ خواهد داد:

وابستگی فضایی^۱

ناهمسانی فضایی^۲

اقتصادسنجی مرسوم تا حد زیادی این دو موضوع را نادیده می گیرد. در مدل های اقتصادسنجی فضایی، برای رفع مشکلات به وجود آمده در مدل های اقتصادسنجی مرسوم، از ماتریس وزنی فضایی یا در اصطلاح ماتریس مجاورت استفاده می شود که به وسیله آن، تأثیر مشاهدات مجاور به عنوان یک متغیر توضیحی جدید در مدل وارد می شود.

1. Spatial dependence or spatial autocorrelation

2. Spatial heterogeneity or spatial structure

وابستگی فضایی در مجموعه‌ای از داده‌های نمونه‌ای به این معنی است که مشاهدات در مکان i وابسته به مشاهدات دیگر در مکان j می‌باشند. این همبستگی می‌تواند میان مشاهدات مختلف و اجزای اخلاص وجود داشته باشد.

$$Y_{it} = f(Y_{jt}), \quad i = 1, 2, \dots, n \quad i \neq j \quad (21)$$

اصطلاح ناهمسانی فضایی، اشاره به انحراف در روابط بین مشاهده‌ها در سطح مکان‌های جغرافیایی دارد. به عبارت دیگر، رابطه خطی به صورت زیر به تصویر کشیده می‌شود:

$$Y_{it} = X_{it}\beta_i + \varepsilon_i \quad (22)$$

که در آن، i بیانگر مشاهدات به دست آمده در $i = 1, 2, 3, \dots, n$ نقطه در فضا و t دوره زمانی، X_{it} نشان‌دهنده بردار $(n \times k)$ از متغیرهای توضیحی همراه با مجموعه پارامترهای β_i مربوط به آن، Y_{it} متغیر وابسته در مشاهده یا مکان i و ε_{it} بیانگر خطای تصادفی در رابطه مذکور است.

پیش از مطرح شدن مساله وابستگی و ناهمسانی فضایی، باید به تعیین کمیت و مقدار عددی جنبه‌های مکانی پرداخت. و برای انجام آن، دو منبع اطلاعاتی در اختیار است، یکی طول و عرض جغرافیایی، و بر این اساس، می‌توان فاصله هر نقطه در فضا را یا فاصله هر مشاهده قرار گرفته در هر نقطه را نسبت به نقاط یا مشاهدات ثابت یا مرکزی محاسبه نمود. دومین منبع اطلاعاتی مکانی، مجاورت و همسایگی است که منعکس کننده موقعیت نسبی در فضای یک واحد منطقه ای مشاهده شده، نسبت به واحدهای دیگری از آن قبیل می‌باشد.

در ادامه، مدل‌های اقتصادسنجی فضایی به صورت خلاصه ارائه می‌گردد.
در این زیربخش، تعدادی از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی معرفی می‌شوند.

مدل خود رگرسیون فضایی مرتبه اول^۱

این مدل، کمترین کاربرد را در میان مدل‌های فضایی دارد؛ اما بیشترین کاربرد آن، در شناسایی همبستگی فضایی در میان همسایه‌ها است:

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} y_{jt} + \varepsilon_{it} = \rho W y + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

$$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$$

مدل مختلط رگرسیون - خودرگرسیونی^۱

این مدل، تغییرات y را به صورت یک ترکیب خطی از کشورهای مجاور همانند سری‌های زمانی خودرگرسیون^۲ توضیح می‌دهد. در این راستا، روش حداکثر درست نمایی برای تخمین پارامترهای این مدل به کار می‌رود:

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} y_{jt} + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it} = \rho W y + X\beta + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

$$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

- مدل خطای فضایی^۳

در این مدل، متغیر وابسته با ایجاد شوک در کشورهای همسایه تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

$$y_{it} = \sum_{k=1}^k \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it} = X\beta + u_{it} \quad (25)$$

$$u_{it} = \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

- مدل فضایی عمومی^۴

این مدل، دربرگیرنده هر دو مدل مختلط رگرسیونی - خودرگرسیونی و خطای فضایی است و به صورت زیر می‌باشد:

$$y_{it} = \rho W y + X\beta + u_{it} \quad (26)$$

$$u_{it} = \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

از آنجایی که نیاز به برگزیدن یکی از مدل‌های خطا^۵ یا مختلط رگرسیون - خودرگرسیون فضایی^۶ یا فضایی عمومی برای رفع خودهمبستگی در اجزا اخلاص است، این انتخاب با کمک آزمون‌های ضریب لاگرانژ^۷ در نرم افزار MATLAB صورت می‌پذیرد (لسیج، ۱۹۹۹، ص ۱).

برآورد مدل

براساس ادبیات موضوع، تصریح مدل تابع ظرفیت مالیاتی و تصریح مدل همگرایی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

1. SAR
2. AR
3. SEM
4. SAC
5. SEM
6. SAR
7. Lagrange Multiplier test

$$\frac{T_{it}}{Y_{it}} = f(y_{i,t-1}) \quad (27) \quad \text{معادله اول}$$

$$\frac{T_{it}}{Y_{it}} = f(y_{i,t-1}, HDI_{it}, VA_{it}^{agr}, VA_{it}^{ind}, VA_{it}^{sev}) \quad (28) \quad \text{معادله دوم}$$

$$\frac{T_{it}}{Y_{it}} = f(y_{i,0}) \quad (29) \quad \text{معادله سوم}$$

$$\frac{T_{it}}{Y_{it}} = f(y_{i,0}, HDI_{i0}, VA_{i0}^{agr}, VA_{i0}^{ind}, VA_{i0}^{sev}) \quad (30) \quad \text{معادله چهارم}$$

$$i = 1, \dots, 26 \quad t = 1, \dots, 11$$

که $\frac{T}{Y}$ بیانگر نسبت مالیات کل به تولید ناخالص داخلی، $y_{i,t-1}$ بیانگر وقفه مالیات می باشد، HDI بیانگر شاخص توسعه انسانی و VA^{agr} ، VA^{ind} و VA^{sev} به ترتیب، نماینده نسبت ارزش افزوده بخش های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات به تولید ناخالص داخلی می باشند. در مطالعه حاضر، مالیات کل مجموع پنج نوع مالیات: ثروت، درآمد، فروش کالاها، واردات و شرکت ها است. همچنین مؤلفه i معرف استان هایی همچون آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان رضوی، خوزستان، زنجان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان و یزد می باشد. برای برآورد از داده های آنها در دوره زمانی ۱۳۹۰، ...، ۱۳۸۰ t استفاده می گردد

آزمون های تشخیص همبستگی فضایی

فرضیه صفر آزمون موران و $lmerror$ عدم همبستگی فضایی در اجزای اخلال و فرضیه صفر آزمون $lmlag$ عدم همبستگی فضایی در مشاهدات متغیرهای وابسته می باشد. علاوه بر انجام این دو آزمون، نیاز به اجرای آزمون های $lmerror_robust$ و $lmlag_robust$ است تا بدین طریق، نتایج آزمون ها با کارایی بالاتری مورد بررسی قرار گیرند. در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی فضایی در اجزای اخلال از مدل خطای فضایی و در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر عدم هم بستگی فضایی در مشاهدات متغیرهای وابسته از مدل مختلط رگرسیون - خودرگرسیون فضایی استفاده می شود؛ اما در حالتی که هر دو فرضیه صفر رد شوند، برای برآورد از مدل فضایی عمومی کمک گرفته می شود. نتایج حاصل از جدول (۱) حاکی از آن است که برای برآورد معادله دوم، از مدل SAC و برای سایر معادلات به دلیل رد همبستگی فضایی در اجزای اخلال، از روش OLS استفاده می شود.

جدول ۱. آزمون‌های موران و ضریب لاگرانژ

معادله	Moran	Walds	Lmerror	Lmlag	Lmerror_robust	Lmlag_robust
I	۰.۷۶۷ *(۰.۴۴۲)	(۰.۵۷۸) ۰.۳۰۹	(۰.۵۰۷) ۰.۴۴	۰.۰۱۵ (۰.۹)	۵۲.۲۳۵ (۰.۰۰۰)	۵۱.۸۱۱ (۰.۰۰۰)
II	(۰.۰۲۶) ۲.۲۲۴	(۰.۰۰۰) ۱۶.۲۵۵	(۰.۰۴۵) ۴.۰۰۵	(۰.۸۶۱) ۰.۰۳۰	۲۵.۱۳۸ (۰.۰۰۰)	۲۱.۱۶۴ (۰.۰۰۰)
III	(۰.۹۳۵) ۰.۰۰۸	(۰.۸۱۴) ۰.۰۵۵	(۰.۸۰۶) ۰.۰۵۹	(۰.۰۰۶) ۰.۵۲۲	۷.۰۹۲ (۰.۰۰۷)	۱۰.۵۵۵ (۰.۰۰۱)
IV	(۰.۹۶۹) ۰.۰۲۸	(۰.۶۴۰) ۰.۲۱۸	(۰.۷۵۷) ۰.۰۹۵	(۰.۱۳۹) ۲.۱۸۱	۱.۰۰۸ (۰.۳۱۵)	۳.۰۹۵ (۰.۰۷۸)

* اعداد داخل پرانتز برابر با احتمال هستند.

نتایج برآورد مدل OLS

نتایج معادله اول:

$$\frac{1}{T} \ln\left(\frac{T_{it}}{Y_{it}}\right) = -\frac{0.121}{(0.000)} - \frac{0.027}{(0.000)} \ln Y_{i,t-1} \quad (31)$$

نتایج معادله سوم:

$$\frac{1}{T} \ln\left(\frac{T_{it}}{Y_{it}}\right) = -\frac{0.354}{(0.000)} - \frac{0.089}{(0.000)} \ln Y_{i,0} \quad (32)$$

نتایج معادله چهارم:

$$\begin{aligned} \frac{1}{T} \ln\left(\frac{T_{it}}{Y_{it}}\right) = & -\frac{0.286}{(0.008)} - \frac{0.072}{(0.000)} \ln Y_{i,0} - \frac{0.045}{(0.007)} \ln(VA_{it}^{agr}) + \frac{0.02}{(0.014)} \ln(VA_{it}^{ind}) \\ & + \frac{0.023}{(0.182)} \ln(VA_{it}^{sev}) - \frac{0.001}{(0.772)} \ln(HDI) \end{aligned} \quad (33)$$

در معادله اول، با افزایش مقدار وقفه متغیر وابسته، نسبت مالیات کل به ارزش افزوده کاهش می‌یابد که این رخداد در بازه زمانی مورد بررسی اثر گذار بوده است و در معادله سوم، مقدار اولیه متغیر وابسته دارای تأثیر معنادار و منفی است. در معادله چهارم نیز مقدار اولیه متغیر وابسته، نسبت ارزش افزوده بخش کشاورزی و نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به کل ارزش افزوده، تأثیری معنادار داشته‌اند اما این اثر برای مقدار اولیه متغیر وابسته و نسبت ارزش افزوده بخش کشاورزی منفی و برای نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به کل ارزش افزوده مثبت بوده است. در حالی که نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به تولید ناخالص داخلی و شاخص نیروی انسانی در این دوره بی‌معنا بوده‌اند.

برآورد مدل SAC

در این قسمت، معادله دوم با مدل فضایی عمومی زیر برآورد و نتایج آن در جدول ارائه می‌گردد.

معادله SAC

این مدل، دربرگیرنده هر دو مدل مختلط رگرسیونی- خودرگرسیونی و خطای فضایی است و به صورت زیر می‌باشد:

$$y_{it} = \rho W y + X\beta + u_{it} \quad (34)$$

$$u_{it} = \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

از آنجایی که نیاز به برگزیدن یکی از مدل‌های خطا^۱ یا مختلط رگرسیون- خودرگرسیون فضایی^۲ یا فضایی عمومی برای رفع خودهم بستگی در اجزای اخلاص است. این انتخاب با کمک آزمون‌های ضریب لاگرانژ^۳ در نرم افزار MATLAB صورت می‌پذیرد.

جدول ۲. نتایج برآورد معادله دوم

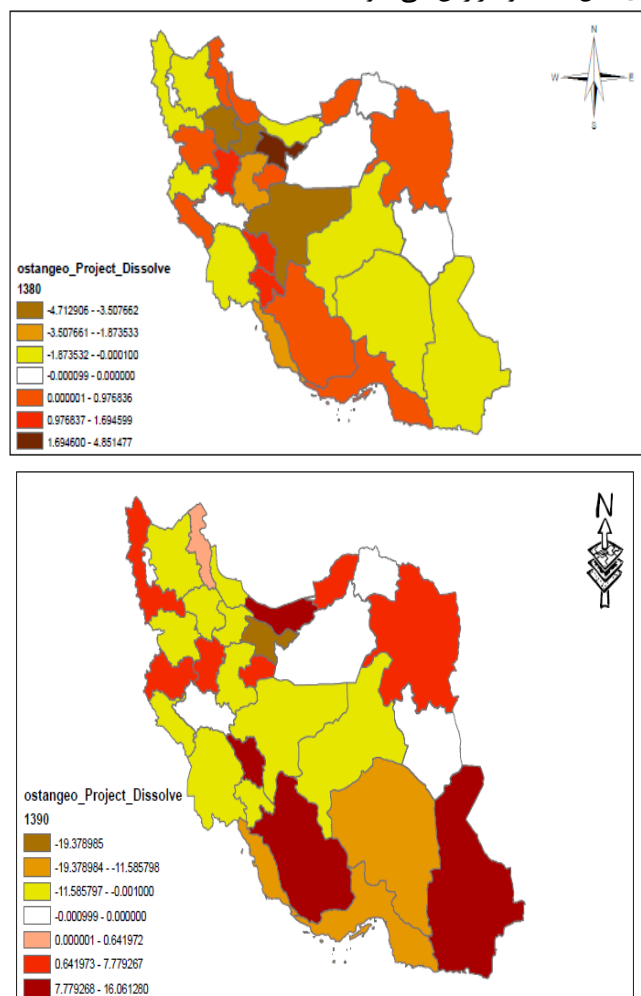
معادله	$Ln(y_{it-1})$	$Ln(HDI)$	$Ln(VA_{it}^{agr})$	$Ln(VA_{it}^{ind})$	$Ln(VA_{it}^{sev})$	ρ	λ
II	-۰,۰۳۳ (۰,۰۰۰)	۰,۰۲۱ (۰,۰۰۰)	-۰,۰۲ (۰,۰۰۰)	۰,۰۰۴ (۰,۱۵۸)	۰,۰۰۱ (۰,۷۳۳)	-۰,۷۳۴ (۰,۰۰۰)	۰,۷۰۳ (۰,۰۰۰)

با توجه به محاسبات و اعداد جدول وقفه متغیر وابسته و نسبت ارزش افزوده بخش کشاورزی در دوره زمانی مورد بررسی، تأثیر منفی و معناداری بر مالیات کل به تولید ناخالص داخلی داشته‌اند؛ درحالی که شاخص توسعه انسانی خلاف این رفتار را داشته و با افزایش این شاخص، متغیر وابسته به صورت معناداری افزایش یافته است. زمانی که سهم ارزش افزوده بخش‌های صنعت و معدن و خدمات از کل ارزش افزوده افزایش یافته، تأثیرپذیری نسبت مالیات کل به تولید ناخالص داخلی از این افزایش مثبت بی معنا است. همچنین ضریب منفی و معنادار وقفه متغیر وابسته، بیانگر همگرایی وضعیت نسبت مالیات به ارزش افزوده استان‌ها به مسیر بلندمدت است.

1. SEM
2. SAR
3. lagrange Multiplier test

تحلیل کارتوگرافی شکاف مالیاتی استان های کشور ایران

به منظور نمایش بهتر نتایج تحقیق و مستندسازی و مصورسازی آن از طریق نرم افزار GIS نتایج به صورت نقشه های ذیل آماده و گزارش می شوند.



شکل ۱. نقشه فضایی شکاف مالیات کل در سال ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰

همان طور که در نقشه ها مشاهده می شود، در سال ۱۳۸۰ استان های اصفهان، قزوین و زنجان نسبت به ظرفیت مالیاتی خود و نسبت به سایر استان ها بیش از ظرفیت مالیاتی، مالیات جمع آوری

کرده اند. استان های مرکزی و بوشهر نیز نسبتاً مالیات بیشتری نسبت به ظرفیت مالیاتی خود دریافت نموده، همچنین استان تهران با توجه به ظرفیت مالیاتی که داشته، کمترین مالیات را در بین استان ها جمع آوری کرده است. استان های خراسان رضوی، گلستان، اردبیل، گیلان، هرمزگان، فارس، چهارمحال و بختیاری، کهگیلویه و بویراحمد، ایلام، قم، همدان و کردستان، کمتر از ظرفیت مالیاتی خود مالیات دریافت کرده اما سایر استان ها تقریباً رفتار متعادلی داشته و تقریباً استاندارد عمل کرده اند. با توجه به نقشه سال ۱۳۹۰ درمی یابیم که بسیاری از استان ها نحوه رفتار خود را در جمع آوری مالیات ها تغییر داده اند. استان های هرمزگان، کهگیلویه، ایلام و تهران بیش از ظرفیت مالیاتی خود مالیات دریافت کرده اند و نکته قابل توجه این است که استان تهران در سال ۱۳۸۰ نسبت به ظرفیت مالیاتی خود و نسبت به سایر استان ها کمترین مالیات را دریافت می کرده؛ اما در سال ۱۳۹۰ نسبت به ظرفیت مالیاتی خود و نسبت به سایر استان ها، بیشترین مالیات را دریافت کرده است. اما استان های سیستان، آذربایجان غربی و مازندران کمتر از ظرفیت مالیات خود مالیات گرفته ، درحالی که در سال ۱۳۸۰ بیشتر از ظرفیت مالیاتی خود مالیات جمع آوری نموده اند. بعضی از استان ها مانند استان های یزد، چهارمحال و کرمان رفتار خود را تشدید کرده و استان هایی مانند اصفهان، قزوین و زنجان، رفتار خود در جمع آوری مالیات ها را بهبود بخشیده، درحالی که سایر استان ها رفتاری مشابه رفتار سال ۱۳۸۰ داشته اند.

نتیجه گیری و پیشنهادات

هدف از این مقاله، بررسی همگرایی ظرفیت مالیاتی استان های منتخب ایران در دوره ۹۰-۱۳۸۰ است که به دلیل وجود خودهمبستگی فضایی، می باید از مدلی استفاده کرد که بتواند به بهترین شکل خودهمبستگی را برطرف نماید. براساس نتایج آزمون های موران و ضریب لاگرانژ خودهمبستگی فضایی در جزء اخلاص و مشاهدات متغیر وابسته (نسبت مالیات کل به تولید ناخالص داخلی) مورد تأیید قرار گرفت و برای برآورد از مدل فضایی عمومی و حداقل مربعات معمولی استفاده گردید. نتایج حاصل از برآورد نشان می دهد که ضریب منفی و معنادار وقفه متغیر وابسته بیانگر همگرایی وضعیت نسبت مالیات به ارزش افزوده استان ها به مسیر بلندمدت است. در معادله اول، افزایش مقدار وقفه متغیر وابسته، باعث کاهش متغیر وابسته می شود و این رخداد در دوره زمانی مورد بررسی معنادار بوده است. همچنین با توجه به محاسبات و اعداد جدول (۲)، با افزایش وقفه متغیر وابسته و نسبت ارزش افزوده بخش کشاورزی، متغیر وابسته کاهش یافته، درحالی که شاخص توسعه انسانی خلاف این رفتار را داشته و با افزایش این شاخص، متغیر وابسته به صورت معناداری افزایش یافته است.

همچنین در زمانی که سهم ارزش افزوده بخش های صنعت و معدن و خدمات از کل ارزش افزوده افزایش می یابد، تأثیرپذیری متغیر وابسته از این افزایش، مثبت و بی معنا است.

در معادله سوم، مقدار اولیه متغیر وابسته دارای تأثیر معنادار و منفی بر متغیر وابسته بوده است. با توجه به معادله چهارم، مقدار اولیه متغیر وابسته، نسبت ارزش افزوده بخش کشاورزی و نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به کل ارزش افزوده، تأثیری معنادار داشته اند؛ اما این اثر برای مقدار اولیه متغیر وابسته و نسبت ارزش افزوده بخش کشاورزی به گونه ای بوده است که با افزایش آنها متغیر وابسته کاهش یافته، اما اثر تغییرات متغیر وابسته همسو با تغییرات نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به کل ارزش افزوده بوده است. در حالی که متغیر وابسته به تغییرات نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به تولید ناخالص داخلی و شاخص نیروی انسانی، معنادار نبوده است.

از طرفی، با توجه به تحلیل نقشه فضایی در سال ۱۳۹۰، این نتایج حاصل می شود که استان های فارس، گلستان، مازندران، همدان و کرمانشاه مانند استان های یزد و مرکزی و استان های خراسان رضوی، آذربایجان غربی و گیلان در جمع آوری مالیات ها تغییر رویه داده اند. گروه اول، کمتر از ظرفیت مالیاتی و گروه دوم، بیش از ظرفیت مالیاتی خود، مالیات جمع آوری کرده اند؛ اما گروه سوم، روش ها را بهبود بخشیده و به سمت ظرفیت مالیاتی خود پویایی داشته اند، برخلاف استان هرمزگان که از تعادل دور شده و مالیاتی بیش از ظرفیت مالیاتی خود جمع آوری کرده است. گفتنی است که سایر استان ها تقریباً رفتاری مشابه با رفتار سال ابتدایی دوره داشته اند.

لذا پیشنهاد می شود که علل وصول مالیات کمتر از ظرفیت مالیاتی در برخی از استان ها بررسی و درباره تغییر رویه آنها، پروژه های مشخصی تدوین شود. همچنین بررسی شود که همگرایی استان ها جزو اولویت و برنامه های سازمان امور مالیاتی ایران بوده است یا خیر.

با توجه به نتایجی که از تحلیل نقشه های فضایی به دست آمده برای استان هایی مانند بوشهر، اصفهان، کرمان، هرمزگان، یزد و ... که بیش از ظرفیت مالیاتی خود در حال پرداخت مالیات هستند. می توان پیشنهاد داد که سازمان های امور مالیاتی مربوطه در وصول مالیات تجدیدنظر کرده و بار مالیاتی آن استان ها را با هدف بهبود محیط کسب و کار کاهش دهند. البته باید استان تهران را از این جمع متمایز دانست؛ زیرا استان تهران پایتخت کشور و مرکز سیاسی اقتصادی کشور می باشد و دفاتر مرکزی شرکت های خارج استان تهران در این استان قرار دارد. همچنین برای استان هایی از قبیل چهارمحال بختیاری، کهگیلویه، فارس، قم، همدان و ... که ظرفیت مالیاتی بیشتر از مالیات وصولی دارند، برنامه کارآمد کردن سیستم وصول مالیات از طریق کاهش معافیت های مالیاتی و همسو کردن قوانین و مقررات مالیاتی و حذف ارتباط مستقیم بین مؤدی مالیاتی و مأمور مالیاتی پیشنهاد می گردد.

منابع و مآخذ

- ابریشمی، حمید؛ علم الهدی، ندا و امیری، میثم (۱۳۸۷)، بررسی همگرایی بهره وری انرژی در کشورهای اسلامی؛ فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال چهارم، شماره ۱۵.
- اکبری، نعمت الله و مؤیدفر، رزیتا (۱۳۸۳)، بررسی همگرایی درآمد سرانه در بین استان های کشور (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)؛ فصلنامه پژوهش های اقتصادی، شماره ۱۳.
- پیروانی، خسرو و سلطانی شیرازی، الیزابت (۱۳۸۷)، برآورد ظرفیت مالیاتی در استان فارس؛ پژوهشنامه مالیات، سال اول، شماره ۴۹.
- جلایی، سیدعبدالمجید؛ قاسمی نژاد، امین و خراسانی، محمود (۱۳۹۲)، برآورد ظرفیت مالیاتی ایران با استفاده از الگوریتم بهینه سازی انبوه ذرات (PSO) و الگوریتم ژنتیک (GA)؛ فصلنامه پژوهشنامه مالیات، جلد ۲۱، سال ۱۷، شماره ۶۵.
- حاتمی زاده، زیور و غیبی، علی رضا (۱۳۸۰)، بررسی وضع نظام مالیاتی؛ مجله اقتصادی، سال اول، شماره اول.
- شکیبایی، علی رضا و بطا، فاطمه کبری (۱۳۸۸)، همگرایی اقتصادی در منطقه آسیای جنوب غربی؛ فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵۳.
- شکیبایی، علیرضا و شاه سنایی، حسن (۱۳۹۰)، همگرایی اقتصادی و همگرایی چرخه های تجاری در گروه شانگهای؛ فصلنامه پژوهش های اقتصادی، شماره ۳.
- شکیبایی، علیرضا و خراسانی، محمود (۱۳۹۱)، بررسی تأثیر عوامل مؤثر بر عملکرد مالیاتی ایران با استفاده از داده های استانی؛ فصلنامه راهبرد اقتصادی، سال اول، شماره دوم.
- عباسی، ابراهیم؛ موسوی، میرحسین و جانی، مهدی (۱۳۹۲)، برآورد ظرفیت مالیاتی استان گلستان؛ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، بهار، سال ۱۳، شماره ۴۸.
- غلامی، الهام (۱۳۹۳)، بررسی نظام مالیات بر ارزش افزوده در ایران و کشورهای منتخب؛ فصلنامه سیاست های مالی و اقتصادی، سال ۲، شماره ۵.
- فرازمند، حسن و بهاروند احمدی، اسماعیل (۱۳۸۷)، بررسی عوامل مؤثر بر ظرفیت مالیاتی در استان لرستان؛ پژوهشنامه مالیات، سال ۳، شماره ۵۱.
- فلاحی، فیروز؛ سلمانی، بهزاد و کیانی، سیمین (۱۳۹۰)، همگرایی نوع بتا بین ایران و کشورهای منتخب اسلامی؛ فصلنامه پژوهش های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، سال ۱۲، شماره ۴.
- فلاحتی، علی؛ فلاحتی، شهرام؛ عباس پور، سحر و نظیفی نایینی، مینو (۱۳۸۹)، برآورد ظرفیت مالیاتی کشور با استفاده از شبکه های عصبی؛ پژوهشنامه مالیات، سال هشتم، شماره ۵۶.

- قطمیری، محمدعلی و اسلاملوئیان، کریم (۱۳۸۷)، برآورد تلاش مالیاتی در ایران و مقایسه آن با کشورهای در حال توسعه منتخب؛ گزارش طرح تحقیقاتی سازمان امور مالیاتی.
- موسوی جهرمی، یگانه و زایر، آیت (۱۳۸۶)، مقایسه عملکرد دو مدل تصمیم گیری با معیارهای چندگانه، مطالعه موردی: رتبه بندی استان های کشور بر اساس عوامل تأثیرگذار بر ظرفیت مالیاتی؛ پژوهش های اقتصادی، ویژه نامه طرح تعدیل اقتصادی.
- مهرگان، نادر و پژمان، نادر (۱۳۸۴)، برآورد ظرفیت مالیاتی استان های کشور: با استفاده از الگوی داده های تلفیقی؛ پژوهش ها و سیاست های اقتصادی، شماره ۳۵.
- هرتمنی، امیر و تفکری، محسن (۱۳۹۳)، بررسی همگرایی درآمد سرانه میان کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی؛ فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی، دوره دوم، شماره ۶.
- Agnar, Sandmo (1976), Optimal Taxation An introduction to the literature; Journal of Public Economics, No. 6.
- Ahmad Zafarullah and Abdul Jalil (2011), Land-Based Tax Capacity and Tax Effort of the state governments in peninsular Malaysia: A representative revenue system (RRS) approach; No. 2.
- Barro, Robert. J., and Xavier Sala-i-Martin, (1991), Convergence across states and region, Brooking papers on economic activity, No:1.
- Cardoso, Catarina And Pentecost, J. Eric (2011), The Role Of Human Capital In Portuguese Regions; Dapatrment Of Economics, Loughborough University, Lough Borough Leicestershire, LE11.
- Filliztekin, Alpay & Karahasan, Burhan (2013), Convergence of Human Capital: Geography And Policy; Economic Of Education: 1-33.
- Giannetti, Mariassunta (2002), The Effects Of Integration On Regional Disparities: Convergence or Divergence or Both?; European Economic Review, No. 46.
- Lesage, James P. (1999), The theory of practice of spatial econometrics; department of economics university of Toledo: 16-24.
- Le, Tuan Minh Blanca Moreno-Dodson, Nihal Bayraktar (2012), Tax Capacity and Tax Effort: Extended Cross-Country Analysis from 1994 to 2009; Policy research working paper: 1-48.
- Le, Tuan Minh Blanca Moreno-Dodson and Jeep Rojchaichaninthorn (2008), Expanding Taxable Capacity and Reaching Revenue Potential: Cross-Country Analysis; The World Bank, Poverty Reduction and Economic Management Network, Policy research working paper 4559: 1-36.
- Upender, M. (2008), Degree of Tax Buoyancy in INDIA: An Emipirical study; International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies, No. 2.
- Veiga, Francisco Jose and Neto, Delfim Gomes (2013), Financial Globalization, Convergence And Growth: The Role Of Foreign Direct Investment; Journal Money and Finance , No. 37.