عوامل مؤثر بر تولید ناخالص کل بخش کشاورزی ایران

(رهیافت اقتصاد سنجی فضایی)

مریم محمدشریفی*[1]، اسماعیل پیش بهار[2]

*۱- دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز

۲ - استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز

Sharifi.maryam23@yahoo.com

چکیده

بخش کشاورزی یکی از مهمترین بخش های اقتصادی کشورهای در حال توسعه به شمار می رود. این بخش می تواند نقش مثبتی در راه رشد و توسعه اقتصادی کشور ایفا کند. لذا شناسایی عوامل موثر بر رشد و توسعه این بخش باید مورد توجه قرار گیرد. در این راستا الگوهای مختلف جهت شناسایی عوامل موثر بر رشد این بخش مطرح گردیده است. این در حالی است که اغلب الگوهای ارائه شده تاثیرات همبستگی جغرافیایی را در نظر نگرفته اند. در این پژوهش عوامل موثر بر تولید ناخالص بخش کشاورزی با استفاده از انواع تصریح های اقتصاد سنجی فضایی مورد بررسی قرار گرفته است. داده های مورد نیاز برای این تحقیق از سالنامه آماری ۱۳۹۰ مرکز آمار ایران برای استان های مختلف ایران جمع آوری گردید. سپس با استفاده از الگوهای مختلف اقتصاد سنجی فضایی(SAC, SDM, SEM, SAR) الگوی تجربی برآورد گردید. نتایج نشان از وجود همبستگی فضایی بین استان ها بوده لذا استفاده از این تخمین را توجیه پذیر می نماید. از این میان، الگوی SAC به عنوان الگوی مناسب تر تشخیص داده شد. نتایج نشان داد که تعداد فارغ التحصیلان کشاورزی، ماشین آلات و سطح زیرکشت تاثیر معنی داری بر تولید ناخالص کل این بخش داشته اند.

واژه های کلیدی: تولید ناخالص کل، کشاورزی،اقتصاد سنجی فضایی

مقدمه

بی شک رسیدن به رشد و توسعه از اهداف مهم هر نظام اقتصادی به شمار می رود. در ایران یکی از بخش های مهمی که می تواند به رشد اقتصادی کشور کمک کند، بخش کشاورزی می باشد. چرا که بخش کشاورزی ایران، از یک طرف به عنوان منبع اصلی تأمین کننده مواد غذایی کشور و از سوی دیگر به دلیل سهم قابل توجه در اشتغال و پتانسیل ارزآوری و ارزش افزوده دارای اهمیت فراوانی در اقتصاد ملی می باشد. به همین دلیل تعیین و بررسی عواملی که به هر نحو در رشد و توسعه این بخش دخیلند، می تواند کمک فراوانی به رشد و توسعه ملی بنماید(اشراقی و عالمیان، ۱۳۹۱).

شناسایی عوامل رشد اقتصادی نیز از دیرباز یکی از موضوعاتی است که همواره مورد بحث صاحب نظران اقتصاد بوده است. اثرات مفید شناسایی عوامل مؤثر بر رشد در جهت باروری بیشتر و رفع سریعتر شکاف ها و کاستی ها و نیز بهره مندی از نتایج آن، مانند رفع فقر، کاهش نابرابری توزیع درآمد، افزایش حق انتخاب، حضور مؤثر و فعال در بازارهای جهانی و دستیابی به سهم عادلانه، چشمگیر خواهد بود(دژپسند، ۱۳۸۴، لطفعلی پور و همکاران، ۱۳۹۱).

در مورد اثرات فضایی رشد کشاورزی، مطالعات زیادی بحث نگردیده است. اما مطالعات گوناگونی پیرامون رشد بخش کشاورزی صورت پذیرفته است. هنر آموز(۱۳۸۴)، در مطالعه ای با هدف بررسی مدل رشد بخش کشاورزی ایران با تأکید بر فناوری و سرمایه انسانی به شناسایی متغیرهای مؤثر و برآورد کمی تأثیر آن ها بر رشد ارزش افزوده کشاورزی پرداخته است. وی مدل رشد را در قالب روش ECM و بر اساس داده های دوره ۸۲-۱۳۵۰ برآورد نمود. و نتیجه گرفته که مهمترین عامل تأثیرگذار در رشد بخش کشاورزی، سرمایه انسانی است که باید در سرمایه گذاری ها به آن توجه شود(اشراقی و عالمیان، ۱۳۹۱).

شاه آبادی(۱۳۸۸)، در تحقیقی با هدف ارزیابی سهم رشد و بهره وری کل عوامل، نیروی کار و موجودی سرمایه در بخش کشاورزی با پیروی از روش سازمان بهره وری آسیایی و استفاده از تابع تولید و آمارهای منتشره توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سازمان مدیریت و برنامه ریزی انجام داده است. در این پژوهش پس از تعیین سهم رشد و بهره وری کل عوامل، نیروی کار و موجودی سرمایه در رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی، رشد بهره وری کل عوامل نیروی کار و سرمایه را مهمترین عوامل تأثیرگذار بر رشد کشاورزی می داند. مهرابی بشرآبادی و جاودان(۱۳۹۰)، در مطالعه ای تأثیر تحقیق و توسعه بر رشد و بهره وری در بخش کشاورزی ایران را بررسی نموده اند و مدل رشد بهره وری با استفاده از داده های مربوط به سال های ۸۶-۱۳۵۳ و الگوی ARDL مورد برآورد قرار گرفت و سرمایه گذاری در بخش تحقیق و توسعه کشاورزی را به عنوان یک منبع اصلی رشد و ارتقای

بهره وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی تشخیص داده اند. جهرمی و عابدی(۱۳۹۰)، به بررسی رابطه صادرات بخش کشاورزی و رشد و توسعه اقتصادی پرداخته اند و پس از شناسایی عوامل مهم و مؤثر بر رشد و توسعه بخش کشاورزی، جهت و تأثیر هر یک از متغیر ها، با استفاده از تکنیک های اقتصاد سنجی و آمارهای سری زمانی برآورد و مورد تجزیه تحلیل قرار داده اند. الگوی موردنظر از طریق تکنیک های هم جمعی و مکانیسم تصحیح خطا و با استفاده از داده های سری زمانی۸۸-۱۳۵۵ تخمین زده شد. نتایج نشان داد که ارزش صادرات محصولات کشاورزی، نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی و سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی تأثیر مثبت و معنی داری بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارند که تأثیر سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی بر ارزش افزوده این بخش از دو عامل دیگر بیشتر است. انصاری و همکاران(۱۳۹۰)، منابع رشد و تولید بخش کشاورزی در طرف تقاضای اقتصاد ایران طی دوره ۸۰-۱۳۶۵ را با استفاده از روش تحلیل تجزیه ساختاری در چارچوب جداول داده- ستاده بررسی نمودند. آن ها گسترش صادرات و افزایش تقاضای مصرفی و تغییر تکنولوژی را مهترین عوامل مؤثر بر رشد بخش کشاورزی دانسته اند(اشراقی و عالمیان، ۱۳۹۱).

لطفعلی پور، آذرین فر و محمدزاده(۱۳۹۱)، در مطالعه ای تأثیر مخارج دولت بر رشد بخش کشاورزی و کل اقتصاد ایران را با به کارگیری الگوی ARDL و با استفاده از اطلاعات دوره زمانی ۸۸-۱۳۴۶ مورد بررسی و تحلیل قرار داده اند. نتایج نشان داد که کل اقتصاد ایران بیشتر از مخارج سرمایه گذاری بخش دولتی و بر عکس رشد بخش کشاورزی از مخارج سرمایه گذاری بخش خصوصی تأثیر می پذیرد. بنابراین تقویت و توسعه توامان سرمایه گذاری بخش خصوصی و بخش دولتی موجب رشد کل اقتصاد و زیربخش کشاورزی خواهد شد.

در میان مطالعات خارجی نیز، مامات زاکیس[1](۲۰۰۳)، با بررسی نقش زیرساخت های عمومی بر رشد بهره وری بخش کشاورزی اقتصاد یونان، بیان می دارد که نرخ رشد بهره وری بخش کشاورزی اقتصاد یونان طی دوره ی ۹۵-۱۹۶۱، ۲/۶۷ درصد بهره وری است. او اصلی ترین مؤلفه های تعیین کننده رشد بهره وری کل عوامل بخش کشاورزی را زیرساخت های عمومی، اثر مقیاس و تغییرات فنی می داند(شاه آبادی، ۱۳۸۸). دهیچیبی و لاچال(۲۰۰۶)[2]، به بررسی الگوی بهره وری و رشد اقتصادی در بخش کشاورزی کشور تونس در طی دوره سال های ۲۰۰۰-۱۹۶۱ پرداخته اند. برای این منظور از تابع تولید ترانسلوگ استفاده شده است. بر اساس نظریه این محققین تابع تولید ترانسلوگ یک چارچوب مناسب برای تحلیل رفتار تولید کننده ارائه می کند. در این مطالعه کشش های قیمتی نهاده ها بر اساس تعریف کشش آلن محاسبه گردیده است. نتایج نشان داده است که سرمایه مهمترین عامل رشد

[1] Mamatzakis
[2] Dhehibi & Lachaal

تولید می باشد. در دهه ۶۰ و ۷۰ میلادی بهره وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی کاهش یافته اما در دهه ۸۰ و ۹۰ این بهره وری افزایش یافته است که دلیل آن افزایش سرمایه در بخش کشاورزی می باشد.

چن و همکاران(۲۰۰۸)[۳]، به بررسی رشد بهره وری کل عوامل بخش کشاورزی در اقتصاد چین طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۳ پرداخته اند و منشأ اصلی رشد بهره وری عوامل بخش کشاورزی چین را پیشرفت فنی و تنوع ناحیه ای دانسته و کاهش مالیات، سرمایه گذاری دولتی را از مهمترین دلایل پیشرفت فنی آن بر شمرده اند؛ و البته اصلاحات بازار، آموزش، و به نژادی و به زراعی را نیز عوامل تعیین کننده می دانند(شاه آبادی، ۱۳۸۸).

الگوهایی که رشد بخش کشاورزی را مورد مطالعه قرار داده اند، وابستگی فضایی و ارتباطات جغرافیایی را مورد بررسی قرار نداده اند. در هنگام برخورد با داده های مکانی، استفاده از روش های مرسوم اقتصاد سنجی به دلیل وجود وابستگی فضایی بین مشاهدات و ناهمسانی فضایی در داده ها نتایج را دچار خطا می کند. بنابراین استفاده از روش های اقتصاد سنجی فضایی در این مطالعه ضروری می شود(اکبری و مؤیدفر، ۱۳۸۳). چرا که روش های اقتصاد سنجی فضایی با لحاظ کردن این دو نکته مهم در مدل نتایج واقعی تری نسبت به به روش های اقتصادسنجی مرسوم بدست می دهند.

با توجه به اینکه در مطالعات انجام شده وابستگی فضایی بین استان ها در تعیین عوامل مؤثر بر رشد و تولید ناخالص کل بخش کشاورزی بررسی نشده است، لذا هدف از انجام این مطالعه علاوه بر بررسی عوامل مؤثر بر تولید ناخالص کل بخش کشاورزی ایران، تعیین تأثیر وابستگی فضایی بین استان ها بر تولید ناخالص کل بخش کشاورزی نیز می باشد.

روش تحقیق

اقتصادسنجی فضایی[۴] در یک دهه اخیر توانسته است در علوم منطقه ای یا به عبارت بهتر در اطلاعات و داده هایی که مکان و طول و عرض جغرافیایی در آن دخالت دارند، گسترش قابل توجهی پیدا نماید(انسلین ۱۹۸۸)[۵]. از این رو اقتصادسنجی فضایی به خصوص زمانی که محقق با داده ها و مشاهدات مکانی و منطقه ای مانند: مطالعات بازرگانی، تجاری، جمعیت شناسی و ... روبروست دارای قابلیت و کاربرد بهتری نسبت به اقتصادسنجی مرسوم در مطالعات منطقه ای و مکانی است. در اقتصادسنجی کلاسیک، دو نکته مهم، یعنی خود همبستگی فضایی[۶] و ناهمسانی فضایی[۷]

[3] Chen et al.
[4] Spatial Econometrics

[5] Anselin
[6] Spatial Dependence
[7] Spatial Heterogeneity

نادیده گرفته می شود، که در صورت عدم توجه به آن ها خصوصیات مطلوب تخمین زن های حداقل مربعات معمولی که تحت عنوان قضیه گاوس–مارکوف بیان می شوند نقض خواهد شد.

مسئله خود همبستگی فضایی، پدیده ای است که در داده های نمونه ای دارای عنصر مکانی روی می دهد. به طوری که وقتی مشاهده ای مربوط به یک محل مانند i وجود داشته باشد، این مشاهده به مشاهدات دیگر در مکان های j به طوری که $i \neq j$ باشد وابسته است.خود همبستگی فضایی می تواند بین چندین مشاهده رخ دهد به طوری که i می تواند هر مقداری بین ۱ تا n را اختیار کند چرا که انتظار می رود داده های نمونه ای مشاهده شده در یک نقطه از فضا به مقادیر مشاهده شده در مکان های دیگر وابسته باشد(عسگری، اکبری، ۱۳۸۰).

اصطلاح ناهمسانی فضایی نیز اشاره به انحراف در روابط بین مشاهدات در سطح مکان های جغرافیایی فضا دارد یعنی می توان گفت که هنگام حرکت در بین مشاهدات توزیع داده های نمونه ای دارای میانگین و واریانس ثابتی نخواهند بود(نجفی علمدارلو، مرتضوی و شمشادی یزدی، ۱۳۹۱).

لذا پیش از مطرح شدن دو مسئله خود همبستگی و ناهمسانی فضایی باید به تعیین کمیت و مقدار عددی جنبه های مکانی پرداخت که جهت انجام این کار می توان از ماتریس فضایی یا ماتریس مجاورت استفاده نمود. برای تشکیل ماتریس مجاورت، روش های مختلفی وجود دارد که در این مطالعه از ماتریس مجاورت ملکه مانند استفاده شده است. در ماتریس مجاورت اعداد روی قطر اصلی برابر با صفر بوده و عناصر خارج از قطر اصلی در صورتی که استان ها مجاور باشند یا خیر مقدار یک یا صفر را اختیار می کنند. در ادامه ماتریس مجاورت می باید استاندارد شود، که آن را "ماتریس مجاورت استاندارد شده مرتبه اول "[۸] می نامند. با استاندارد کردن ماتریس مجاورت و سپس حاصل ضرب آن در بردار متغیر وابسته متغیر جدیدی حاصل می شود که میانگین مشاهدات ناشی از مناطق مجاور را نشان می دهد و اصطلاحا آن را متغیر تأخیر فضایی می نامند(محمدزاده، فشاری و اکبری، ۱۳۹۱).

در مدل های اقتصاد سنجی فضایی از روش های حداکثر درستنمایی(ML) برای تخمین پارامترهای مدل استفاده می شود. استفاده از این روش، منجر به تخمین زننده های بدون تورش و سازگار می شود.

با توجه به مرور ادبیات صورت گرفته، الگوی تجربی مدل ارائه شده در این مطالعه بدین صورت می باشد:

$$GDP = f(AL, M, S, A) \qquad (۱)$$

[8] *Standardized First Order Contiguity Matrix*

که در آن GDP به عنوان متغیر وابسته مدل، نشان دهنده تولید ناخالص کل بخش کشاورزی ایران،AL تعداد فارغ التحصیلان، M تعداد ماشین آلات، S تعداد شاغلان و A بیانگر سطح زیر کشت در بخش کشاورزی ایران می باشند.

در زیر انواع الگوهای اقتصاد سنجی فضایی شرح داده می شود:

۱- مدل خود رگرسیو فضایی رتبه اول(FAR)[9]: این مدل ، بندرت در کارهای تجربی مورد استفاده قرار می گیرد، اما جهت توضیح برخی از نظریه هایی که دربخش های بعدی به کار می رود لازم است تشریح شود. شکل کلی این مدل که آن ر ا FAR می نامند به صورت زیر است:

$$y = \rho W y + \varepsilon \qquad \varepsilon \sim N(0, \delta^2 I_n) \qquad (۲)$$

که در آن ماتریس مجاورت فضایی استاندارد شده است، یعنی به گونه ای که دارای مجموع سطرهای واحد هست و بردار متغیر y به شکل انحراف از میانگین بیان شده است تا عرض از مبدأ از مدل حذف گردد.

۲- مدل خودرگرسیو فضایی(SAR)[10]: این مدل در واقع همان مدل خود رگرسیونی فضایی مرتبه اول است که به آن یک ماتریس متغیرهای توضیحی X اضافه شده است. انسلین(۱۹۸۸) روش حداکثر درست نمایی را برای تخمین پارامترهای این مدل مختلط رگرسیون – خودرگرسیونی فضایی(SAR) نامید، به کار برد. مدل مذکور به صورت زیر است:

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \qquad \varepsilon \sim N(0, \delta^2 I_n) \qquad (۳)$$

که در آن y یک بردار N×1 متغیر های وابسته و X نشان دهنده ماتریس N×N متغیر های توضیحی است و W به عنوان ماتریس مجاورت فضایی(که معمولا ماتریس مجاورت مرتبه اول است) هست. پارامتر ρ ضریب متغیر وابسته فضایی Wy است و پارامتر β نشان دهنده تأثیر متغیر های توضیحی بر تغییرات متغیر وابسته y است. مدل فوق اصطلاحا مدل مختلط رگرسیون – خودرگرسیون فضایی(SAR) نامیده می شود، زیرا ترکیبی از مدل رگرسیون استاندارد و متغیر وابسته وقفه فضایی است. تخمین حداکثر درستنمایی این مدل بر پایه تابع ML همان طور که در مورد مدل FAR بیان شد متمرکز است. این مدل، شبیه به مدل متغیر وابسته تأخیری در سری زمانی است. در اینجا

[9] First-order Spatial Autoregressive Model
[10] Spatial Autoregressive Model

متغیرهای توضیحی اضافه ای در ماتریس X داریم که برای توضیح انحراف در y، در طول نمونه فضایی مشاهدات به کار می رود.

۳- مدل خطای فضایی(SEM)[11]: از جمله مدل های دیگر مطرح شده در زمینه اقتصادسنجی فضایی، مدل خطاهای فضایی یا مدل خودهمبستگی فضایی در جملات اخلال(SEN) است. این مدل را انسلین(۱۹۸۸) به صورت زیر معرفی نمود:

$$y = X\beta + u \qquad u = \lambda Wu + \varepsilon \qquad \varepsilon \sim N(0, \delta^2 I_n) \qquad (۴)$$

که در آن y یک بردار n×1 از متغیرهای وابسته است، X نشان دهنده ماتریس متغیرهای توضیحی N×K، W ماتریس وزنی فضایی و پارامتر λ ضریب خطاهای همبستگی فضایی است که شبیه به مسئله همبستگی سریالی در مدل های سری زمانی است. همچنین پارامتر β نشان دهنده تأثیر متغیرهای توضیحی بر روی تغییرات متغیر وابسته y است(لوساج، ۱۹۹۹)[12].

۴- مدل دوربین فضایی(SDM)[13]: در مدل فضایی دوربین(SDM) وقفه فضایی متغیر وابسته و متغیر توضیحی به مدل اضافه می شود. از این رو شکل کلی مدل به صورت زیر خواهد بود:

$$y = \rho Wy + X\beta_1 + WX\beta_2 + \varepsilon \qquad \varepsilon \sim N(0, \delta^2 I_n) \qquad (۵)$$

در واقع در این الگو علاوه بر متغیرهای توضیحی، وقفه فضایی متغیرهای توضیحی نیز اضافه شده است و پارامتر β_2 نشان دهنده این ارتباط است.

۵- مدل مختلط فضایی(یا مدل خودرگرسیو همراه با خطای فضایی)(SAC)[14]: یک مدل خودرگرسیون فضایی که سایر مدل ها به جز مدل دوربین فضایی به نوعی در این مدل قرار می گیرد، مدل خودرگرسیون فضایی(SAC) است. در واقع با اعمال محدودیت هایی به روی پارامترهای این مدل می توان سایر مدل های خودرگرسیونی فضایی را به دست آورد. شکل کلی این مدل به صورت زیر هست:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + u \qquad u = \lambda W_2 u + \varepsilon \qquad \varepsilon \sim N(0, \delta^2 I_n) \qquad (۶)$$

[11] Spatial Error Model
[12] Lesage
[13] Spatial Durbin Model
[14] Spatial Autoregressive Model With Auto Regressive disturbances

که در آن y یک بردار $n\times 1$ از از متغیرهای وابسته و X یک ماتریس $N\times K$ از متغیرهای توضیحی و W_1, W_2 ماتریس های وزنی فضایی $N\times N$ هستند که معمولا شامل ارتباطات مجاور مرتبه اول یا توابعی از فاصله می باشند. این مدل به طور همزمان دارای وقفه فضایی و خود همبستگی فضایی جملات اخلال است. اگر در رابطه فوق ρ نشان دهنده خود همبستگی فضایی و λ ضریب خودهمبستگی فضایی جملات اخلال است. اگر در رابطه فوق پارامتر λ برابر صفر باشد، به عبارتی خودهمبستگی فضایی در جملات اخلال وجود نداشته باشد، با مدل خودرگرسیو فضایی(SAR) رو به رو خواهیم بود. چنانچه پارامتر ρ برابر صفر باشد، با مدل خطای فضایی(SEM) مواجه هستیم. همچنین اگر $W_2 = X = 0$ باشد، یک مدل خودرگرسیونی فضایی مرتبه اول(FAR) ایجاد می گردد.

۶- مدل تعمیم یافته(یا عمومی) فضایی(GSPRE)[15]: کاملترین مدل فضایی می باشد که ۵ مدل فضایی اشاره شده را شامل می شود. در واقع این مدل محدودیتی ندارد و تمامی متغیر وابسته و متغیر مستقل و جزء اخلال دارای وزن می باشند. شکل کلی آن به صورت زیر می باشد:

$$y = \rho Wy + \beta_1 + \beta_2 WX + u \qquad u = \lambda Wu + \varepsilon \qquad \varepsilon \sim N(0, \delta^2 I_n) \qquad (۷)$$

تجزیه و تحلیل داده ها

در این مطالعه داده های مقطعی مورد نیاز برای استان های ایران در سال ۱۳۹۰ از سالنامه های آماری مرکز آمار ایران جمع آوری گردید. ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران در سال ۱۳۹۰ برابر ۳۹۸۹۰۰ میلیارد ریال بوده که بیشترین مقدار آن مربوط به استان مازندران با ۳۹۲۷۶ میلیارد ریال و و کمترین این مقدار مربوط به استان قم با ۳۰۹۵ میلیارد ریال می باشد. مساحت اراضی کشاورزی درمجموع ۱۷۶۶۵۱۹۸ هکتارکه بالاترین سطح زیر کشت مربوط به استان خراسان رضوی با ۲۲۲۵۹۴۱ هکتار و کمترین آن ۸۰۶۶۲ هکتار می باشد که متعلق به استان قم است. همچنین تعداد فارغ التحصیلان بخش کشاورزی در این سال ۳۴۸۲۷ نفر که بیشترین و کمترین تعداد فارغ التحصیلان مربوط به استان های مازندران و قم به ترتیب ۴۵۵۹ و ۱۴۵ نفر می باشد. جهت در نظر گرفتن ماشین آلات از تعداد تراکتور به عنوان شاخص استفاده شده است و بالاترین و پایین ترین تعداد تراکتور نیز ۲۴۲۸۶۹، ۵۴۳۴ و مربوط به استان های خراسان رضوی و قم می باشد. جمع شاغلان ۳۹۰۲ نفرمی باشد. از نظر تعداد شاغلان نیز قم کمترین تعداد را داراست که معادل ۱۶ هزار نفر است و خراسان رضوی با داشتن ۳۵۵ هزار نفر شاغل در این بخش بیشترین تعداد را داراست.

[15] Generalised Spatial Panel Random Effect Model

یافته ها و نتایج

پس از تعریف ماتریس مجاورت برای این استان ها مدل های اقتصاد سنجی فضایی از جمله SAC, SDM, SEM, SAR در دو فرم تابعی خطی و لگاریتمی تخمین زده شد. نتایج حاصل از تخمین این مدل ها در جداول (۱)و (۲) آورده شده است:

جدول ۱. نتایج حاصل از تخمین فرم خطی

		SAR		SEM		SDM		SAC	
	متغیر	ضریب	Z	ضریب	Z	ضریب	Z	ضریب	**Z**
فارغ التحصیلان		۶/۱۱***	۶/۳۳	۶/۱۹***	۵/۸۲	۴/۶۱***	۳/۷۴	۶/۰۵***	**۷/۲۲**
ماشین آلات		۰/۰۴۸**	۲/۱۳	۰/۰۴*	۱/۸۸	۰/۰۷***	۲/۹۴	۰/۰۴**	**۲/۲۸**
مساحت		۰/۰۰۲	۱/۴۶	۰/۰۰۲	۱/۲۳	۰/۰۰۲	۱/۱۵	۰/۰۰۲	**۱/۰۹**
عرض از مبدأ		-۱۳۸۱/۵	-۰/۰۶۴	۷۵۳/۸	۰/۶۲	۱۹/۳۱	۰/۰۱	-۱۸۰۰/۵	**-۰/۹۲**
W_1x-AL						۰/۸۳	۱/۲۷		
W_1x-M						-۰/۰۰۳	-۰/۲۹		
W_1x-A						-۰/۰۰۰۸	-۰/۷۸		
ρ		۰/۰۲۸	۱/۲۴	-	-	۰/۰۰۲	۰/۰۳	۰/۰۳۹**	**۲/۳٤**
λ		-	-	۰/۰۲	۰/۳	-	-	-۰/۱۰۶	**۱/۱**
Sigma		۳۳۴۵/۵***		۳۴۲۸/۱***	۷/۷۳	۳۱۴۹/۴***	۷/۷۵	/۸۱	**۷/۳۲**
								۳۱۹۰***	
$LR(H0:\rho=0)$		۱/۵۴	(۰/۲۱)			۰/۰۰۱	۰/۹۷) (	۵/۴۷	**(۰/۰۱)**
$LR(H0:\lambda=0)$				۰/۰۹	۰/۷۶) (			۱/۲۱	**(۰/۲۷)**
$LR(H0:\rho+\lambda=0)$								۵/۵	**(۰/۰٦)**
$LR(H0:WX=0)$						۳/۹	۰/۲۶) (		
R^2		۰/۸۷		۰/۸۶		۰/۸۸		**۰/۸٦**	
R^2 Adj		۰/۸۶		۰/۸۵		۰/۸۶		**۰/۸۵**	

***، **، * معنی داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

(*)اعداد داخل پرانتز p- value آزمون LR هستند.

جدول ۲. نتایج حاصل از تخمین فرم لگاریتمی

متغیر	SAR		SEM		SDM		SAC	
	ضریب	Z	ضریب	Z	ضریب	Z	ضریب	Z
فارغ التحصیلان	۰/۶۶***	۷/۱۵	۰/۶۳***	۶/۷۸	۰/۶۲***	۵/۹	۰/۶۳***	/٦٧ ۱۲۷
ماشین آلات	-۰/۴	-۰/۴	-۰/۲۱	-۰/۱۷	-۰/۰۲	-۰/۱۵	-۰/۰۰۶***	-٤/٦٢
مساحت	۰/۳۱***	۳/۳۲	۰/۲۹***	۳/۴۵	۰/۳۱***	۳/۳۳	۰/۲۸***	۷۱/۲۹
عرض از مبدأ	۰/۷۷	۱/۰۱	۱/۰۱	۱/۵۹	۰/۷۱	۰/۸۷	۰/۹۹	....
W_1x-AL					۰/۰۳۳	۰/۶		
W_1x-M					-۰/۰۵	-۰/۸		
W_1x-A					۰/۰۳	۰/۵۷		
ρ	۰/۰۰۹**	۳/۲۹	-	-	۰/۰۲		۰/۰۰۶***	١٦/٦٩
λ	– *	-	۰/۵۷**	۲/۰۱	-		۰/۰۲***	۵/۲۳
Sigma	۰/۲۴***	۷/۷۵	۰/۲۴***	۷/۷۳	۰/۲۳***		۰/۲۴***	۷/۸٤
$LR(H0:\rho=0)$	۱۰/۸۵	(۰/۰۰۱)	-	-	۰/۲۵	(./۶)	۲۷۸/۶	(۰)
$LR(H0:\lambda=0)$			۴/۰۲	۰/۰۴) (			۲۷/۳۹	(۰)
$LR(H0:\rho+\lambda=0)$							۳۰۸/۵	(۰)
$LR(H0:WX=0)$					۰/۷۸	۰/۸۵) (		
R^2	۰/۸۷		۰/۵۹		۰/۸۷		۰/۸٤	
R^2 Adj	۰/۸۶		۰/۵۶		۰/۸۴		۰/۸۳	

***، **، * معنی داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

(*)اعداد داخل پرانتز p- value آزمون LR هستند.

در مقایسه میان دو فرم تابعی خطی و لگاریتمی، فرم تابعی لگاریتمی با توجه به آماره R^2 و معنی داری ضرایب در اغلب الگوهای مختلف برآوردی نسبت به فرم خطی بهتر تشخیص داده شد. در میان الگوهای مختلف (SAC, SDM, SEM, SAR) الگوی SAC با توجه به معنی داری ضرایب این الگو و R^2 بالای آن انتخاب گردید. همچنین همان طور که در جدول (۲) نشان داده شده است. در الگوی SAC دو قید $H0:\rho=0$ و $H0:\lambda=0$ با توجه

به آماره LR پذیرفته نشده و برقراری قیود فوق تأیید نمی شود لذا الگوی SAC الگوی مناسب تری در مقایسه با سایر الگوهای SEM, SAR و SDM تشخیص داده شد. به عبارت دیگر وجود همزمان خودهمبستگی و وقفه فضایی در الگوی برآوردی تأیید می شود. و در نهایت رد شدن فرضیه $LR(H0:\rho+\lambda=0)$ تفاوت معنی دار مدل SAC و OLS[16] را تأیید می کند، مدل SAC به عنوان مدل مناسب تر انتخاب می شود.

همانطور که در جدول ۲ نشان داده شده است، یک درصد تغییر در تعداد فارغ التحصیلان و مساحت به ترتیب موجب افزایش۰/۶۳ و ۰/۲۸ درصد تغییر در تولید ناخالص کل کشاورزی و یک درصد تغییر در ماشین آلات، ۰/۰۰۶ درصد تولید ناخالص کل کشاورزی می گردد. همچنین ضریب خودهمبستگی فضایی، ضریب خودهمبستگی فضایی در سطح یک درصد معنی دار می باشند.

نهایتا این نتیجه بدست می آید که وابستگی فضایی بین استان ها بر تولید ناخالص این بخش مؤثر می باشد. یعنی تولید ناخالص کل بخش کشاورزی هر استان از استان های مجاور خود متأثر شده است.

جمع بندی و پیشنهادها

این مقاله به بررسی عوامل مؤثر بر تولید ناخالص کل بخش کشاورزی ایران پرداخته است. و اثرات بوجود آمده ناشی از مجاورت بین استان ها بر این بحث با استفاده از روش اقتصاد سنجی فضایی بررسی شده است. نتایج وجود همبستگی فضایی بین استان ها و استفاده از این تخمین را تأیید می کند. وجود نقش منفی ماشین آلات بر تولید ناخالص کل بخش کشاورزی، می تواند به علت عدم یکپارچه سازی زمین های کشاورزی، کوچک بودن زمین ها و اختصاصی نبودن ادوات و ماشین آلات برای محصولات باشد که باعث کاهش بهره وری کل شده و تولید ناخالص کل کشاورزی را کاهش می دهد. مقدار زمین های زاراعی هم به عنوان نهاده دیگر تأثیر مثبتی در تولید ناخالص بخش کشاورزی داشته است. با در نظر گرفتن نتایج بدست آمده از این تحقیق پیشنهاد می شود که با توجه به نقش مثبت تعداد فارغ التحصیلان بر تولید ناخالص کل بخش کشاورزی، در نیروی کار این بخش بیشتر از افراد تحصیلکرده در این بخش استفاده گردد. همچنین از آن جا که وجود همبستگی فضایی در این مدل تأیید می شود، لذا باید در تخمین این مدل ها وابستگی جغرافیایی را نیز در نظر گرفت تا نتایج به واقعیت نزدیک تر شود. چرا که عدم لحاظ کردن وابستگی فضایی بین استان ها در این مدل، سبب بوجود آوردن نتایج تورش دار خواهد شد.

[16]Ordinary Least Square

منابع

۱-اشراقی، فرشید، عالمیان، معصومه(۱۳۹۱)، " عوامل مؤثر بر رشد بخش کشاورزی ایران"، نخستین همایش علمی- تخصصی توسعه روستایی و کشاورزی با تأکید بر تولید ملی، پیرانشهر، اسفند ۱۳۹۱، دانشگاه پیام نور.

۲-اکبری، نعمت اله، مؤیدفر، رزیتا(۱۳۸۳)، " بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استانهای کشور: یک رهیافت اقتصاد سنجی فضایی"، فصلنامه پژوهش های اقتصادی، شماره ۲.

۳-دژپسند، فرهاد(۱۳۸۴)، عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران، پژوهش نامه اقتصادی، ۵(۳(پیاپی۱۸)): ۱۳-۴۷.

۴-راسخ جهرمی، عرفانه، عابدی، فریبا(۱۳۹۰)، "بررسی رابطه صادرات بخش کشاورزی و توسعه اقتصادی سال های(۱۳۸۸-۱۳۵۵) "، فصلنامه علمی- پژوهشی پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی، شماره ۲، ص ۹۵-۱۱۱.

۵- شاه آبادی، ابولفضل(۱۳۸۸)، "منابع رشد بخش کشاورزی ایران طی سال های ۱۳۴۲ تا ۱۳۵۸ "، فصلنامه روستا و توسعه، شماره ۴، ص ۱۲۵-۱۴۷.

۶- عسگری، علی و اکبری، نعمت اله، (۱۳۸۰)، " روش شناسی اقتصاد سنجی فضایی؛ تئوری و کاربرد"، مجله پژوهش علوم انسانی دانشگاه اصفهان، شماره ۱۲، ص ۱۲۲-۹۳.

۷-لطفعلی پور، محمد رضا، آذرین فر، یداله و محمدزاده، رویا(۱۳۹۱)، " بررسی تأثیر مخارج دولت بر رشد بخش کشاورزی و کل اقتصاد ایران"، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)، شماره ۲، ص ۹۶-۸۶.

۸-مجتهد، احمد، شریفی، محمد(۱۳۸۳)،" بررسی تأثیر سیاست های پولی و مالی در رشد بخش کشاورزی ایران"، فصلنامه اقصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۴۷، ص ۱-۴۲.

۹-محمدزاده، پرویز، فشاری، مجید و اکبری، اکرم(۱۳۹۱)، " آزمون فرضیه زیست محیطی کوزنتس درکشورهای منطقه MENA: کاربرد اقتصاد سنجی فضایی، اولین همایش بین المللی اقتصاد سنجی، روش ها و کاربردها، سنندج، شهریور ۱۳۹۱، دانشگاه آزاد اسلامی .

۱۰- نجفی علمدارلو، حامد، مرتضوی، ابولقاسم و شمشادی یزدی، کتایون(۱۳۹۱)، "کاربرد اقتصاد سنجی فضایی در برررسی عوامل مؤثر بر صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای عضو اکو: رهیافت داده های تابلویی "، فصلنامه پژوهش های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، شماره ۳، ص ۶۲-۴۹

۱۱- هنرآموز، نرجس(۱۳۸۴)، " مدل رشد بخش کشاورزی ایران با تأکید بر فناوری و سرمایه انسانی"، فصلنامه و تجارت نوین، شماره ۳، ص ۱۱۹-۱۳۷.

۱۲- مرکز آمار ایران، سالنامه آماری ۱۳۹۰.

13- Anselin, L.(1988), “Spatial Econometrics: Methods and Models”, (Dord drecht: Kluwer Academic Publishers).

14- Chen, Po-Chi et al.(2008), “Total factor productivity growth in chinas agricultural sector”. China E conomic Review, Vol.19, No. 4, pp. 580-593

15- Dhehibi, B. and Lachaal, L.(2006), “Productivity and economic growth in Tunisian agriculture: an empirical evidence”, Poster Paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists Conference, Gold Coast, Australia, August 2006, 12-18.

16- Lesage, James. (1999), “Spatial Econometrics”. Department of Economics University of Toledo.

17- Mamatzakis, E. C.(2003), “Public infrastructure and productivity growth in Greek agriculture”. Agriculture economics, Vol 29, No. 2, pp. 169-180.