Archive of SID
اقتصاد کشاورزی / جلد ۷/ شماره‌ی ۳/ صفحه‌های ۴۰-۲۷

تأثیر آزادسازی تجاری بر تولید ناخالص داخلی سبز در ایران

محمدرضا زارع مهرجردی، نعیمه اسماعیلی علیائی، مریم ضیاء آبادی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۴/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۹/۱۶

چکیده

یکی از مؤثرترین معیارهای اقتصادملی، تولید ناخالص داخلی است، اما از آنجایی که این معیار هزینه‌های رفع آلودگی و اثرگذاری‌های منفی زیست محیطی را در نظر نمی‌گیرد، مورد نکوهش قرار گرفته است. به عبارت دیگر تولید ناخالص داخلی، معیار مناسبی برای اندازه‌گیری رفاه اقتصادی نبوده، لذا تولید ناخالص داخلی سبز به عنوان یکی از معیارهای اندازه‌گیری رفاه اقتصادی معرفی می‌شود. هدف عمده تولید ناخالص داخلی سبز، اندازه گیری شاخص‌هایی است که معیار دقیق و درستی از رفاه اقتصادی را فراهم می‌آورند. در این بررسی، به منظور ارزیابی تأثیر آزادسازی تجاری بر تولید ناخالص داخلی سبز، از روش الگوی خودتوضیح برداری با وقفه‌های توزیعی و داده‌های دوره‌های زمانی در سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۸۸ استفاده شده است. نتایج برآورد مدل دلالت بر این دارد که افزایش آزادسازی تجاری به افزایش تولید ناخالص داخلی سبز منجر می‌شود، به طوری که کشش متغیر تولیدناخالص داخلی سبز نسبت به آزادسازی تجاری در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب برابر ۰/۰۸۲ و ۰/۰۴۴ می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL : Q51,B22

واژه‌های کلیدی: تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی سبز، آزادسازی تجاری.

[۱] به ترتیب دانشیار، کارشناس ارشد و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه شهید باهنر کرمان
Email: n_esmaeeli_84@yahoo.com

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

در دهه‌های اخیر، مسائل زیست محیطی از جنبه های مختلفی مورد توجه قرار گرفته است. آغاز موج توجه عمومی به مسائل زیست محیطی، در دهه ۱۹۶۰ میلادی رخ داد و تمرکز عمده این توجهات روی آلودگی‌های صنعتی، به واسطه رشد روز افزون اقتصادهای صنعتی بود. در اواخر دهۀ ۱۳۷۰میلادی، مسائل مربوط به تجارت و محیط زیست اوج گرفت و طرفداران محیط زیست در اعتراض به وضعیت اسفناک محیط زیست(ناشی از توسعۀ روزافزون تجارت) نشست های گسترده ای در نقاط مختلف جهان سازماندهی کردند. به باور آنان، در نتیجه آزادسازی تجاری، حجم فعالیت‌های اقتصادی (از جمله فعالیت‌های آلاینده)گسترش یافته و استفاده از منابع و انرژی به شکل نامناسبی افزایش می‌یابد. اما برخی از طرفداران تجارت آزاد، نه تنها با این دیدگاه که آزادسازی تجاری سبب تخریب محیط زیست می‌شود مخالف‌اند، بلکه آزادسازی تجاری را موجب بهبود وضعیت محیط زیست می‌دانند (اسگویی،۱۳۸۷). بنابر استدلال این گروه از طرفداران تجارت آزاد، با توجه به واکنش کشورها به فشارهای رقابتی ناشی از گسترش تجارت آزاد و دسترسی به مزیت نسبی؛ استفاده از منابع، کارا شده و بدین ترتیب هدررفت منابع و انرژی کاهش می‌یابد. برای بررسی تاثیر آزادسازی تجاری بر عملکرد اقتصادی کشورها، تولید ناخالص داخلی(GDP)[1] به عنوان مهمترین شاخص عملکرد اقتصادی مورد استفاده قرار می گیرد و عموم مردم آن‌را به عنوان یکی از معیارهای اندازه گیری اقتصاد می‌شناسند در حالی‌که، تولید ناخالص‌داخلی تنها قسمتی از بخش‌های مهم اقتصاد را مورد بررسی قرار می‌دهد. به عبارت دیگر، این تولید، تنها ارزش بازاری کالاها و خدمات نهایی تولید شده در اقتصاد را در بر می‌گیرد و شامل اثرگذاری‌های منفی زیست محیطی نمی‌شود. به همین دلیل از دیدگاه نظری، اثبات شده است که GDP معیار مناسبی برای رفاه اقتصادی نمی‌باشد(استوک هامر،۱۹۹۷). بنابراین کوشش‌های فراوانی در جهت گسترش نظام‌ها و معیارهای محاسباتی درآمد ملی که بدون این‌گونه نارسایی‌ها هستند، صورت گرفته است. به طورکلی این معیارهای اندازه‌گیری، با عنوان تولید ناخالص داخلی سبز[2] شناخته می شوند (دالی وهمکاران، ۱۹۸۹). هدف عمده تولید ناخالص داخلی سبز، اندازه‌گیری شاخص‌هایی است که معیار دقیق و درستی از رفاه اقتصادی را فراهم می‌آورند (هانلی، ۲۰۰۰). چون نه‌تنها برای طرفداران

[1] Gross Domestic Products

[2] Green GDP

www.SID.ir

Archive of SID

محیط زیست، کالاها و خدماتی که به وسیله طبیعت فراهم می‌شوند، به اندازه کالاهایی که توسط بازار تولید، ارائه می‌شوند مهم است، بلکه آنان به دنبال ارائه راهکارهایی برای منافع طبیعی و پیشگیری از تخریب محیط زیست می‌باشند. معروفترین معیارهای محاسباتی تولید ناخالص داخلی سبز عبارت‌اند از: شاخص رفاه اقتصادی پایدار[۱]، شاخص پیشرفت واقعی[۲] و شاخص توسعه انسانی حساس به آلودگی[۳].

گروسمن و کروگر (۱۹۹۵) در بررسی خود، اثرگذاری‌های آزادسازی تجاری روی وضعیت محیط زیست را به سه تأثیر مقیاس، تأثیر ترکیب و تأثیر فناوری تفکیک کردند. در این بررسی، تأثیر مقیاس ، گویای تغییر در اندازه فعالیت‌های اقتصادی؛ تأثیر ترکیب گویای تغییر در ترکیب یا سبد کالاهای تولیدی و تأثیر فناوری گویای تغییر در فناوری تولید، به‌ویژه تغییر به سمت فناوری پاک است. بنابراین، به دنبال آزادسازی تجاری، تأثیر مقیاس ، به افزایش تخریب محیط زیست و تأثیر فناوری، به کاهش تخریب محیط زیست گرایش دارد. نتیجه تأثیر ترکیب نیز به نوع مزیت نسبی بستگی دارد. به طوری که با توجه به مزیت نسبی در یک کشور، اگر کشوری در کالاهای آلاینده مزیت داشته و در تولید آن کالاها تخصص پیدا کند، در آن صورت تأثیر ترکیب به واسطه تغییر ترکیب کالاهای تولیدی کشور به سمت کالاهای آلاینده، اثرهای منفی روی محیط زیست بر جای می‌گذارد و اگر به واسطه وجود مزیت نسبی کشوری در تولید کالاهای پاک، تر کیب کالاهای تولیدی آن کشور به سمت کالاهای پاک تغییر کند، در این صورت تأثیر ترکیب، اثرهای مثبتی روی محیط زیست بر جای خواهد گذاشت. نتایج این تحقیق گویای آن است که به دنبال آزادسازی تجاری، اگر تأثیر فناوری بر تأثیر مقیاس و تأثیر ترکیب (در کشورهایی که صنایع آلاینده در آنها مزیت نسبی دارند) غالب شود و یا اگر تأثیر فناوری همراه با تأثیر ترکیب (در کشور هایی که صنایع پاک مزیت نسبی دارند) بر تأثیر مقیاس غالب شود، در آن صورت آزادسازی تجاری منجر به نتایج زیست محیطی مثبت می شود. فرانکل و رز (۲۰۰۵) به بررسی تأثیر تجارت بر محیط‌زیست در یک سطح مشخص تولید ناخالص سرانه پرداختند و به این نتیجه رسیدند که تجارت بیشتر منجر به تولید بیشتر شده و در نهایت آلودگی افزایش می‌یابد. نتایج این تحقیق فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس را تأیید می نماید، به گونه‌ای که می‌توان گفت: رشد اقتصادی وضعیت محیط زیست را در سطوح

[1] Index of Sustainable Economic Welfare (ISEW)
[2] Genuine Progress Indicator (GPI)
[3] Pollution-sensitive HDI

www.SID.ir

Archive of SID

پایین درآمدی بدتر کرده و در سطوح بالای درآمد بهبود می‌بخشد. زیبایی و غزالی (۱۳۸۸) در ارزیابی خود به بررسی رابطه آلودگی محیطی و رشداقتصادی پرداختند که نتایج گویای افزایش آلودگی همراه با رشداقتصادی می‌باشد. برقی‌اسگویی (۱۳۸۷) به بررسی اثرگذاری‌های آزادسازی تجاری برانتشار گازهای گلخانه‌ای پرداخته و نتایج برآورد مدل، با روش اثرگذاری‌های ثابت و تصادفی برای کل کشورهای مورد بررسی وی، نشانگر این واقعیت است که رابطه منفی بین شاخص آزادسازی تجاری و انتشار دی‌اکسیدکربن وجود دارد. این بدان معنی است که گسترش آزادسازی تجاری سبب بهبود وضعیت محیط زیست از نظر انتشار دی‌اکسیدکربن می-شود.

این بررسی بدنبال ارزیابی تأثیر آزاد سازی تجاری بر تولید ناخالص داخلی سبز در ایران می-باشد، لذا هدف‌های تحقیق عبارت‌اند از:

۱. برآورد تولید ناخالص داخلی سبز با استفاده از شاخص توسعه انسانی حساس به آلودگی.

۲. بررسی تأثیر آزاد سازی تجاری بر تولید ناخالص داخلی سبز.

از آنجایی که در دوره مورد بررسی، ایران نیز صادرات و واردات داشته، پس تا حدی به سمت جهانی شدن پیش رفته است، هرچند که این حرکت کند بوده است. برای اندازه‌گیری میزان جهانی شدن و آزادسازی تجاری شاخص‌های چندی مانند شاخص ادغام تجاری(IIT[1])، شاخص بازبودن اقتصاد (Openness[2]) و شاخص سطح تجارت جهانی(LIT[3]) وجود دارد که میزان آزادسازی تجاری و جهانی شدن را نشان می‌دهند که در این بررسی بر پایه بررسی اسگویی (۱۳۸۷)، از شاخص LIT با فرمول $LIT_t = (X_t + M_t)/(Y_t + M_t - X_t)$ استفاده شده است[4]، که در آن: X_t، M_t و Y_t به ترتیب صادرات، واردات و تولید در بخش مورد بررسی هستند[5].

[1] Integration of International Trade

[2] Economic Openness index

[3] Level of International Trade

[4] داده‌های مورد نیاز برای برآورد این شاخص از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده‌اند.

[5] به دلیل محدودیت در حجم مقاله، از ذکر مقدار این شاخص به صورت سالانه، خودداری شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۱) توصیف آماری شاخص LIT در سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۵۷

میانگین	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
۰/۴۰۱۷۳۲	۰/۵۹۴۸۷۶	۰/۳۰۰۴۶۵	۰/۰۶۹۲۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از این که میزان آزادسازی تجاری ایران با شاخص LIT اندازه گیری شد (این شاخص در طول دوره مورد بررسی از روند افزایشی یا کاهشی خاصی پیروی نکرده است)، بنابر هدف بررسی، تأثیر شاخص آزادسازی تجاری LIT بر شاخص تولید ناخالص داخلی سبز مورد بررسی قرار می‌گیرد. بنابر مدل تولید ناخالص داخلی سبز (ذکر شده در این بررسی)، شاخص آزاد سازی تجاری، به همراه موجودی سرمایه و شاخص نیروی کار، از عامل‌های مؤثر بر تولید ناخالص داخلی سبز می‌باشند. درنهایت میزان تأثیر آزادسازی تجاری بر تولید ناخالص داخلی سبز محاسبه می‌شود.

روش تحقیق

هدف این بررسی، ارزیابی تأثیر آزادسازی تجاری بر تولید ناخالص داخلی سبز می‌باشد. به همین منظور برآورد مدل تولید ناخالص داخلی سبز مناسب با اقتصاد ایران از نیازهای اولیه تحقیق است، که از میان شاخص های توسعه پایدار (پس‌انداز واقعی[۱]، ردپای بوم‌شناختی[۲]، شاخص پیشرفت واقعی[۳]، رفاه اقتصادی پایدار[۴] و شاخص توسعه انسانی حساس به آلودگی[۵]) برای سنجش پایداری توسعه، از شاخص توسعه انسانی حساس به آلودگی (HDPI) استفاده شده است[۶] (نوری، ۲۰۰۸). برای محاسبه این شاخص از سه متغیر تولید ناخالص داخلی، امید به زندگی LE[۷] در زمان تولد و سطح آموزش (که به‌وسیله معیار باسوادی بزرگسالان AL[۸]ومیزان نام‌نویسی در آموزشگاه‌ها ER[۹] محاسبه می‌شود) به عنوان متغیرهای تشکیل دهنده

[1] Genuine Saving
[2] Ecological footprint
[3] Geniune progress indicator
[4] Indicator of Sustainable Economic Welfare
[5] Human Development Index-Pollution-Sensitive
[۱] از آنجایی که آمار و داده‌های لازم برای محاسبه همه این شاخص‌ها وجود نداشت، تنها شاخص توسعه انسانی حساس به آلودگی به عنوان شاخص تولید ناخالص داخلی سبز محاسبه و مورد بررسی قرار گرفته است.
[7] life expectancy (LE)
[8] Adult literacy (AL)
[9] School Enrollment rate (ER)

www.SID.ir

Archive of SID

شاخص توسعه انسانی حساس به آلودگی استفاده شده است، که به صورت زیر محاسبه می-شود:

$$HDPI = \frac{۱}{۳}(H_۱ + H_۲ + H_۳) \quad (۱)$$

در رابطه بالا، H_1، شاخص امید به زندگی است که بر پایه معیار امید به زندگی (LE)، در زمان تولد محاسبه می‌شود.

$$H_1 = \frac{LE - 25}{85 - 25} \quad (۲)$$

همچنین شاخص سطح آموزش بزرگسالان(H_2)، بر پایه میزان باسوادی بزرگسالان(AL) ومیزان نام‌نویسی در آموزشگاه‌ها(ER) به دست آمده است.

$$H_2 = \frac{2}{3}\frac{AL}{100} + \frac{1}{3}\frac{ER}{100} \quad (۳)$$

آخرین جزء در محاسبه‌ی شاخص توسعه انسانی حساس به آلودگی، شاخص $H_3P(\varepsilon)$ است که ترکیبی از دو شاخص تولید ناخالص داخلی(H_3) و شاخص رفتاری محیط زیست(EBI) بوده و در آن εدرجه بیزاری از نابرابری[1] است که برابر با عدد ثابت ۲ درنظر گرفته شده است (نوری،۲۰۰۸).

$$H_۳P(\varepsilon) = \left[\frac{۱}{۲}(H_۳)^{۱-\varepsilon} + \frac{۱}{۲}(EBI)^{۱-\varepsilon}\right]^{۱/۱-\varepsilon} \quad (۴)$$

که در رابطه (۴) H_3 و EBI عبارت‌اند از :

$$H_۳ = \frac{\ln(GDP) - \ln ۱۰۰}{\ln ۴۰۰۰۰ - \ln ۱۰۰} \quad (۵)$$

[1] aversion to inequality

www.SID.ir

Archive of SID

$$EBI = 1 - \frac{CO2}{60} \quad (۶)$$

لازم به یادآوری است شاخص رفتاری محیط زیست[1](EBI) بر پایه میزان انتشار سرانه دی-اکسیدکربن به دست آمده است (لاسو و همکاران، ۲۰۰۱).

حال پس از محاسبه تولید ناخالص داخلی سبز، در راستای هدف شماره ۲ به بررسی تأثیر آزادسازی تجاری بر تولید ناخالص داخلی سبز پرداخته می‌شود. بنابر بررسی تالبرت(۲۰۰۶)، سطح تولیدناخالص داخلی سبز در هر نقطه‌ای از زمان با مدل رشد سولو بیان می‌شود. این مدل میزان تولید واقعی را تابعی از میزان موجودی سرمایه، شمار نیروی کار و عامل‌های دیگری مانند اقتصاد باز که بهره‌وری منابع را تحت تأثیر قرار می‌دهند، می‌داند (سولو،۱۹۵۶). بر اساس یافته‌های منکیو و همکاران (۱۹۹۲)، مدل تولید ناخالص داخلی سبز را می‌توان به صورت زیر نشان داد.

$$GDP_{grnt} = f(K_t, L_t, LIT_t) \quad (۷)$$

که در این رابطه: GDPgrnt، سطح تولید ناخالص داخلی سبز در زمان t، K_t، موجودی سرمایه، L_t، شاخص نیروی کار در زمان t، LIT به عنوان شاخصی از جهانی‌شدن و باز بودن اقتصاد با رابطه زیر محاسبه می‌شود و نشان‌دهنده سطح تجارت بین‌الملل است.

$$LIT_t = (X_t + M_t)/(Y_t + M_t - X_t) \quad (۸)$$

X_t ، M_t و Y_t به ترتیب صادرات، واردات و تولید در بخش مورد بررسی هستند(۶،۴،۷)، Ut: میزان جمله اخلال دارای توزیع نرمال می‌باشد.

حال به منظور بررسی رابطه بین تولید ناخالص داخلی سبز و دیگر متغیرهای مطرح شده در رابطه (۷) از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL[2]) استفاده شده است. الگو این مزیت را دارد که لازم نیست همه متغیرها دارای یک درجه تجمعی یکسان باشند. همچنین، علاوه بر برآورد ضرایب مربوط به الگوی بلند مدت، الگوی تصحیح خطا را نیز به منظور بررسی چگونگی تعدیل بی‌تعادلی کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت ارائه می‌دهد. به طور کلی الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها همانند رابطه (۸) وارد شوند (تشکینی،۱۳۸۴).

[1] Environmental behaviour indicator
[2] Auto Regressive Distributed Lag

www.SID.ir

Archive of SID

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + u_t \quad (۹)$$

برای بررسی این که رابطه بلندمدت به دست آمده ازاین روش کاذب نیست، دو روش وجود دارد. در روش اول فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد: فرضیه صفر بیانگر نبود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آن‌که رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب باوقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف‌معیار ضرایب یاد شده تقسیم شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{a}i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S\hat{a}i} \quad (۱۰)$$

اگر قدرمطلق t به دست آمده از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود. وجود هم-انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده ازالگوی تصحیح خطا را فراهم می‌کند. عمده‌ترین دلیل شهرت این الگوها آن است که نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهد.

نتایج و بحث

در برآورد الگوهای اقتصاد سنجی با استفاده از داده‌های دوره‌های زمانی، در مرحله اول باید ساختار داده‌های مورد استفاده به لحاظ ایستایی مورد بررسی قرار گیرد و بنابر نتایج به دست آمده از این مرحله در مورد چگونگی برآورد، تصمیم نهایی گرفته شود. بررسی ایستایی داده ها از برآورد رگرسیون‌های کاذب و تصمیم‌گیری‌های نادرست ناشی از رگرسیون کاذب جلوگیری می‌کند. برای آزمون ایستایی متغیرها به طور عموم از آزمون دیکی– فولر تعمیم یافته، استفاده می‌شود. نتایج آزمون پایایی متغیرهای الگو در جدول(۲) آمده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۲) نتایج آزمون ADF متغیرهای مدل

نام متغیر	مقداربحرانی در سطح۱درصد	مقداربحرانی درسطح۵درصد	مقادیرآمارهADF	وضعیت	نتیجه
تفاضل مرتبه اول از لگاریتم تولید ناخالص داخلی سبز	-۳/۷۲	-۳/۰۲	-۴/۹۵	باعرض ازمبدأ و بدون روند	I(1)
لگاریتم موجودی سرمایه	-۳/۸۶	-۳/۰۳	-۳/۱۸	باعرض ازمبدأ و بدون روند	I(0)
تفاضل مرتبه اول از لگاریتم شاخص نیروی کار	-۳/۶۳۲	-۲/۹۴۸	-۳/۸۷۲	باعرض ازمبدأ و بدون روند	I(1)
لگاریتم شاخص جهانی شدن	-۳/۱۹	-۲/۹۵	-۳/۳۳	باعرض ازمبدأ و بدون روند	I(0)

مأخذ: یافته های تحقیق

همان‌طور که در جدول(۲) دیده می‌شود، قدرمطلق آماره دیکی- فولر تعمیم یافته محاسبه شده برای متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی سبز (LGDPgrnt) و لگاریتم شاخص نیروی‌کار (LL) در سطح از قدرمطلق مقادیر بحرانی مکینون کوچکتر بوده اما با یکبار تفاضل گیری از متغیرها، آماره دیکی- فولر تعمیم یافته مربوط به آن‌ها، از مقادیر بحرانی بزرگتر شده و پایا بودن متغیرها به اثبات می‌رسد. بنابراین براساس جدول(۲) متغیرهای لگاریتم موجودی سرمایه (LK) و لگاریتم شاخص جهانی شدن (LLIT) پایا از درجه صفر(۰)I و متغیرهای LGDPgrnt و LL پایا از درجه یک (۱)I می‌باشند. پس از مشخص شدن وضعیت ایستایی متغیرها، می‌توان الگوی مناسب برآورد را تعیین کرد. الگوی ARDL روشی است که پویایی کوتاه‌مدت بین متغیرهای الگو را درنظر گرفته و رابطه بلندمدت را نیز برآورد می‌کند. پیش از بحث درباره رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو لازم است آزمون وجود همجمعی بلندمدت در بین متغیرهای موجود صورت گیرد. برای انجام آزمون همگرایی از روش بنرجی، دولادو و مستر(۱۹۹۲) استفاده شده است. بدین منظور با استفاده از روش خود-توضیح برداری با وقفه‌های توزیعی، الگوی پویای تولید ناخالص داخلی سبز برآورد شد. نتایج مربوط به برآورد الگوی پویای مدل تولید ناخالص داخلی سبز در جدول(۳) ارائه شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۳) برآورد الگوی ARDL (1 , 0 , 0, 0)

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t
LGDPgrnt(-1)	۰/۴۵	۳/۹۰
LL	۰/۱۹	۴/۱۳
LK	۰/۰۲۴	۴/۳۶
LLIT	۰/۰۴۴	۴/۱۳
C	۱/۹۰	۴/۶۳
T	۰/۰۱۹	۴/۹۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از برآورد معادله پویا، فرضیه بودن و یا نبودن همجمعی بین متغیرهای موجود در الگو آزمون می‌شود. با توجه به اینکه معیار شوارتز-بیزین (SBC) شمار وقفه‌های بهینه متغیر وابسته را تنها یک وقفه گزینش کرده است، مقدار آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون وجود همجمعی، به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\hat{a}i - 1}{S\hat{a}i} = \frac{0.45884 - 1}{0.11765} = -4.59$$

از آنجا که قدرمطلق آماره t محاسباتی برای معادله برآورد شده در این پژوهش (۴/۵۹-) بزرگتر از قدرمطلق کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی و همکاران در سطح ۵ درصد (۳/۸۲-) می-باشد، لذا وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو تأیید می‌شود. پس از انجام آزمون و اطمینان از وجود رابطه بلندمدت می‌توان این رابطه را برآورد کرد.

جدول(۴) برآورد الگوی بلندمدت

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t
LL	۰/۳۶	۱۷/۵۶
LK	۰/۰۴۴	۳/۲۸
LLIT	۰/۰۸۲	۵/۸۴
C	۳/۴۶	۸۰/۳۸
T	۰/۰۳۳	۳۲/۶۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج به‌دست آمده از جدول (۴) نشان می‌دهد که، بین آزادسازی تجاری و تولید ناخالص داخلی سبز یک ارتباط مثبت و معنی داری وجود دارد. همچنین نتایج گویای آن است که،

www.SID.ir

Archive of SID

افزایش اشتغال و موجودی سرمایه، منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی سبز می‌شود. اما با توجه به مقدار ضرایب، تولید ناخالص داخلی سبز نسبت به هریک از متغیرهای الگو بی‌کشش است. برای نشان دادن رابطه‌ی تعادل کوتاه‌مدت با بلندمدت از الگوی تصحیح و خطا استفاده شد، نتایج به‌دست آمده در جدول شماره (۵) گزارش شده است.

جدول(۵) برآورد الگوی تصحیح خطا

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t
dLL	۰/۱۹	۴/۱۳
dLK	۰/۰۲۴	۴/۳۶
dLIT	۰/۰۴۴	۴/۱۳
dC	۱/۸۷	۴/۶۳
Dt	۰/۰۱۸	۴/۹۰
ecm(-1)	-۰/۵۴	-۴/۵۹

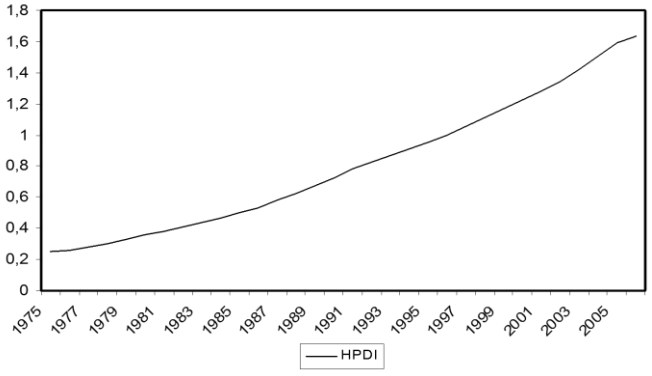
مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد همه متغیرهای مدل در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی سبز داشته‌اند، اما آنچه که در رابطه تصحیح خطا مورد توجه و دارای اهمیت بیشتری است، ضریب(ecm(-1 است. این ضریب در مدل یادشده معادل ۰/۵۴- برآورد شده که از نظرآماری به طور کامل معنی‌دار می‌باشد و نشان‌دهنده شتاب تعدیل تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. ضریب جمله تصحیح خطای مذکور نشان از شتاب به نسبت زیاد تعدیل بی‌تعادلی کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت می‌باشد. به طوری که در هر دوره معادل ۵۴درصد تکانه‌های وارده در کوتاه‌مدت به سمت مقادیر تعادلی بلندمدت تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر، نزدیک به زمانی کمتر از دو دوره لازم است تا خطای تعادل کوتاه مدت تصحیح شود و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد. شایان یادآوری است که تولید ناخالص داخلی سبز و تولید ناخالص داخلی معمولی، هردو طی زمان افزایش می‌یابند، اما میزان عددی تولید ناخالص داخلی سبز به دلیل واردشدن متغیر محیط زیست و حذف آلودگی‌ها، همیشه کمتر از تولید ناخالص داخلی معمولی است. بر پایه یافته‌های تحقیق، نمودار تولید ناخالص داخلی سبز که با معیار HDPI محاسبه شده است، به صورت نمودار (۱) می‌باشد. همان‌گونه

www.SID.ir

Archive of SID

که شکل نشان می‌دهد، معیار توسعه انسانی حساس به آلودگی طی زمان افزایش یافته است، به طوری‌که عدد این شاخص از ۰/۲۵در سال ۱۹۷۵ به عدد ۱/۶۵در سال ۲۰۰۸ رسیده است.



نمودار (۱) تولید ناخالص داخلی سبز در ایران

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این بررسی به ارزیابی تأثیر آزادسازی تجاری بر تولیدناخالص داخلی سبز با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و داده‌های سالیانه در دوره‌های زمانی ۱۳۸۸-۱۳۵۷ در اقتصاد ایران پرداخته است. نتایج برآورد الگوی پویای بلندمدت وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو را نشان می‌دهد. بنابر رابطه بلندمدت، آزادسازی تجاری تأثیر مثبت و معنی داری بر تولید ناخالص داخلی سبز دارد. بنابر فرضیه پناهگاه آلایندگی، از آنجایی که کشورهای توسعه یافته سیاست‌های زیست محیطی شدیدی را نسبت به کشورهای درحال توسعه اعمال می‌کنند، از این‌رو، صنایع آلاینده فعال در کشورهای توسعه یافته، عملیات و فرایند تولید خود را از کشورهای توسعه یافته به کشورهای درحال توسعه با سیاست‌های زیست محیطی ملایم، انتقال می‌دهند و بدین ترتیب کشورهای درحال توسعه به پناهگاهی برای جذب صنایع آلوده کننده تبدیل می‌شوند. لازم به یادآوری است که در پاره‌ای موارد، بررسی‌های تجربی، فرضیه پناهگاه آلایندگی را تأیید نمی‌کنند، که استدلال‌های مبنی بر رد فرضیه یادشده را می‌توان چنین بیان کرد که، اگرچه به صورت مطلق، هزینه پرداخت‌شده توسط بعضی از بنگاه‌های اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته بابت حفاظت از محیط‌زیست زیاد به نظر می‌رسد، اما این هزینه‌ها اغلب کمتر از ۲درصد هزینه‌های کل بنگاه‌ها را به خود اختصاص می‌دهند، بنابراین رقابت‌پذیری بنگاه‌ها در نتیجه اعمال قوانین زیست‌محیطی شدید، دارای کاهش کمی است و

www.SID.ir

Archive of SID

بنابراین به علت پایین بودن هزینه‌های پرداخت شده بابت حفاظت محیط زیست در کشورهای توسعه یافته، این صنایع آلاینده به کشورهای در حال توسعه منتقل نمی‌شود و یا بسیار محدود منتقل می‌شود به طوری که تأثیر معنی‌داری بر تولید داخلی سبز کشورهای در حال توسعه نخواهد داشت که نتایج این بررسی نیز این استدلال را در مورد ایران تایید می‌کند (فرضیه پناهگاه آلایندگی ایران بر طبق نتایج بررسی تأیید نمی‌شود). از آنجایی که مسیر بهبود کیفیت زیست‌محیطی به موازات رشد اقتصادی است، به منظور بهبود استانداردهای زیست محیطی باید در جریان رشد اقتصادی گام نهاد. چرا که به طور اصولی سطح بالاتری از درآمد، باعث افزایش تقاضا برای کالایی می‌شود که از سطح کمتری از مواد اولیه استفاده می‌کند، همچنین افزایش درآمد باعث افزایش تقاضای کیفیت محیط زیست می‌شود و این به معنی پذیرش معیارها و ضوابط حفاظتی زیست‌محیطی است. ازسویی با توجه به اینکه کشورهای در حال توسعه اغلب صادرکننده مواد اولیه هستند، آزادسازی تجاری منجر به ایجاد فرصت‌های مناسب‌تری برای صادرات و استفاده از مزیت‌های نسبی در این کشورها از جمله ایران می شود، در نتیجه رشد اقتصادی این کشورها افزایش یافته و صنایع آلاینده کمتر مورد استفاده قرار خواهند گرفت. ایران کشوری با منابع نفت و گاز فراوان است، لذا آزادسازی تجاری می‌تواند با صادرات بیشتر این منابع طبیعی و افزایش سهم واردات کالاهای مربوط به صنایع کمتر آلاینده از کل واردات، بر انتشار آلاینده‌های تولیدی تأثیر منفی بر جای گذارد. لازم به یادآوری است که نتایج این تحقیق با بررسی‌های پیشین (اسگویی،۱۳۸۷، پژویان و همکاران،۱۳۸۶) همخوانی دارد.

منابع

اسگویی م. م. (۱۳۸۷) آثار آزادسازی تجاری بر انتشار گازهای گلخانه‌ای(دی‌اکسید کربن) در منحنی زیست محیطی کوزنتس. مجله تحقیقات اقتصادی. ۳(۴۳).

پژویان ج. مرادحاصل ن. (۱۳۸۶) بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا. فصلنامه پژوشهای اقتصادی، (۴): ۱۴۱-۱۶۰

تشکینی ا. (۱۳۸۴) اقتصاد سنجی کاربردی به کمک میکروفیت. ۱، مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران، تهران.

زارع مهرجردی م. و ضیاء آبادی م. و جلائی ع. (۱۳۸۹) تأثیر آزادسازی تجاری و اندازه دولت بر اشتغال بخش کشاورزی، فصلنامه اقتصاد کشاورزی، (۴): ۶۵-۷۹

www.SID.ir

Archive of SID

غزالی س. زیبایی م. (۱۳۸۸) بررسی و تحلیل رابطه بین آلودگی محیطی و رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های تلفیقی: مطالعه موردی آلاینده مونوکسید کربن. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، (۲): ۱۲۸-۱۳۳.

کلباسی ح. جلائی ع. (۱۳۸۰) بررسی اثرات جهانی شدن بر تجارت خارجی ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، (۱۱): ۱۱۵-۱۳۷.

موسوی ن. صدرالاشرافی س. م. (۱۳۸۶) اثرات جهانی شدن بر عرضه و تقاضای واردات گندم در ایران. مجله اقتصاد کشاورزی، ۱۰۱-۱۱۴

Daly, H., Cobb, H.E., Cobb, J.B., (1989). For the Common Good. *Beacon Press, Boston.*

Frankel, j. A. and Rose, A. (2005). Is Trade Good or Bad for the Environment Sorting Out the Casality; *The Review of Economics and Statistics*, 87: 85-91.

Grossman, G.M., Krueger, A.B., (1995). Economic growth and the environment. *Quarterly Journal of Economics*, May, 353– 357

Hanley, N., (2000). Macroeconomic measures of bsustainability.*Q Journal of Economic Surveys*, 14:1– 30.

Lasso de la Vega, M.C., Urrutia, A.M., (2001). HDPI: a framework for pollution-sensitive human development indicators. *Environment, Development and Sustainability* (3), 199–215.

Mankiw, G., Romer, D., Weil, D., (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics* 107, 407–437.

Nourry, M., (2008). Measuring sustainable development: Some empirical evidence for France from eight alternative indicators. *Ecological economics* 67, 441- 456

Solow, R.M., (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70:65– 94.

Stockhammer, E., Hochreiter, H., Obermayr, B., Steiner, K., (1997). The index of sustainable economic welfare (ISEW) as an alternative to GDP in measuring economic welfare: *the results of the Austrian (revised) ISEW calculation 1955–1992. Ecological Economics*, 21:19– 34.

Talberth J. Bohara A., (2006). Economic openness and green GDP. *Ecological Economics*, 58:743-758.

www.SID.ir