

بررسی ناپایداری صادرات بخش

کشاورزی ایران با رویکرد مارکف سوئیچینگ

دکتر حسین محمدی و پریسا علیزاده *

تاریخ وصول: 1393/6/4 تاریخ پذیرش: 1393/11/30

چکیده:

درجه‌ی بالایی از بی‌ثباتی صادرات برای کالاهای اولیه می‌تواند اثر سوء بر رشد کشورهای در حال توسعه داشته باشد. هرگونه بی‌ثباتی در درآمدهای ارزی موجب خواهد شد که برنامه‌ریزی‌های توسعه‌ی اقتصادی در فضایی نامطمئن صورت گیرد. در این تحقیق برای اندازه‌گیری نوسانات تجاری بخش کشاورزی طی دوره‌ی 90-1360 از فیلتر هدریک-پرسکات، هم‌چنین مدل مارکف سوئیچینگ دو رژیم بهره گرفته شده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که در 14 سال از سال‌های مزبور افزایش و در 17 سال کاهش بر فعالیت‌های صادراتی بخش کشاورزی حاکم بوده است. طول دوره‌های کاهش از طول دوره‌های افزایش بیشتر و دوره‌های افزایش از تندی بیشتری نسبت به دوره‌های کاهش برخوردار بوده‌اند. بنابراین در دوره‌ی مورد بررسی بخش کشاورزی بیشتر دارای نوسانات کاهش‌ی صادرات بوده است که این موجب کاهش قدرت کشور در صادرات محصولات غیر نفتی خواهد شد و این اثرات در زیر بخش‌های آن نیز مشخص است. واضح است که این موجب از دست رفتن بازارهای جهانی صادرات محصولات کشاورزی شده و وابستگی کشور را به واردات این محصولات افزایش داده است. بنابراین بررسی عوامل موثر بر نوسانات کاهش‌ی و عدم پایداری افزایش صادرات در بخش کشاورزی می‌تواند در توسعه‌ی صادرات این زیر بخش موثر باشد.

طبقه بندی JEL: Q17، F44

واژه‌های کلیدی: بخش کشاورزی، نوسانات تجاری، فیلتر هدریک - پرسکات، مدل مارکف سوئیچینگ

* به ترتیب، استادیار، عضو هیئت علمی و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد.
(hoseinmohammadi@um.ac.ir)

1- مقدمه

صادرات کالاها و خدمات نقش مهمی در اقتصاد کشورها دارد. با رونق گرفتن تجارت، همهی کشورهای دنیا تلاش می‌کنند که با اتخاذ سیاست‌های مناسب، این موتور رشد اقتصادی را فعال‌تر نمایند. لذا رقابت در عرصه‌ی تجارت افزایش یافته که در این میان، کشورهایی موفق بوده‌اند که یک استراتژی مشخص برای صادرات محصولات و کالاهای تولیدی خود داشته‌اند (پال¹، 1992). تعامل و یکپارچگی با اقتصاد جهانی می‌تواند روند رشد اقتصادی و کاهش فقر را تقویت کند. صادرات یک متغیر مهم برای کشورهای توسعه یافته است، اما صادرات آنها اغلب بر اساس کالاهای سرمایه‌ای است در حالی که، صادرات کشورهای در حال توسعه شامل مواد خام و کالاهای اولیه است. این در حالی است که، قیمت محصولات اولیه کم و بیش در بازارهای بین‌المللی ناپایدار است. بنابراین کشورهای در حال توسعه با توجه به کم‌کشش بودن عرضه و تقاضای صادرات محصولات خود بیش از کشورهای توسعه یافته در برابر مشکلات بی‌ثباتی در صادرات رنج می‌برند (ساویداس²، 1984).

درجه‌ی بالایی از بی‌ثباتی صادرات برای کالاهای اولیه می‌تواند اثر سوء بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه داشته باشد. مطالعات متعددی در زمینه‌ی ناپایداری تجاری و اثر آن بر رشد اقتصادی انجام شده است. نتایج نشان می‌دهند که در بسیاری از اقتصادها، رشد صادرات به طور قابل توجهی بر رشد اقتصادی موثر است (باکار³، 2010). از نظر هوک⁴ (2007) دلایل بی‌ثباتی صادرات در کشورهای کمتر توسعه یافته عبارت از: تخصص در تولید و صادرات محصولات اولیه، تراکم جغرافیایی کالا و تراکم بازارهای صادراتی می‌باشند. نوسانات بزرگ در درآمد حاصل از صادرات، توسعه برنامه‌ریزی شده را کاملاً دشوار کرده و باعث کاهش بهره‌وری و بازدهی سرمایه‌گذاری می‌شود (اگاروال⁵، 1982). محصولات کشاورزی از مهم‌ترین اقلام صادرات غیرنفتی اقتصاد ایران است که نوسانات در صادرات این محصولات می‌تواند در جریان ارزآوری اختلال ایجاد کند و موجب از دست دادن بازارهای جهانی شود.

¹ Pal

² Savvides

³ Bakar

⁴ Hock

⁵ Aggarwal

بی ثباتی و نوسانات اقتصادی به روش‌های مختلفی از جمله، شاخص‌سازی نوسانات و فیلترینگ و استخراج شوک‌ها محاسبه می‌شوند. کوپاک⁶ جزو اولین اقتصاددانانی است که به بررسی بی‌ثباتی متغیرهای اقتصادی پرداخت، او معتقد است که گاهی اوقات نوسان متغیرها ناخواسته روی داده و هدف از فعالیت‌های اقتصادی پیدا کردن بهترین استفاده از نوسان متغیرها است. در مطالعات مربوط به بی‌ثباتی صادرات، معیارهای اندازه‌گیری بی‌ثباتی متعددی پیشنهاد شده است. به طوری که یک توافق عمومی برای معیار سنجش بی‌ثباتی صادرات وجود ندارد. برخی از مهم‌ترین و مورد استفاده‌ترین شاخص‌های بی‌ثباتی شامل: انحراف معیار ضریب متغیر زمان در رگرسیون لگاریتم صادرات بر روی زمان، ضریب تغییرات رگرسیون درآمدهای صادراتی، استفاده از میانگین قدر مطلق تفاوت بین درآمدهای صادراتی واقعی از روند آن، شاخص میانگین مربعات نسبت درآمدهای صادراتی واقعی به روند آن، شاخص مک بین⁷، شاخص ماسل⁸، شاخص کوپاک⁹ می‌باشند. در اغلب شاخص‌های بی‌ثباتی فرض شده است که مقادیر درآمدهای تصادفی روند قطعی دارد که از تفاوت بین روند قطعی و مقادیر واقعی درآمدهای صادراتی به عنوان معیاری برای بی‌ثباتی استفاده شده است. اگر روند متغیر در حالت تصادفی¹⁰ باشد، معیار بی‌ثباتی اریب خواهد داشت. در زمینه‌ی بررسی نوسانات تجاری داده‌های سری زمانی مطالعات متعددی صورت گرفته که می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

صمدی (1383) بی‌ثباتی تجارت محصولات کشاورزی در اقتصاد ایران را با استفاده از تجزیه شاخص کوپاک بررسی کرد. نتایج نشان داد که دامنه‌ی نوسان شاخص بی‌ثباتی تاثیر متقابل قیمت و مقدار و ارزش صادرات محصولات کشاورزی بیش از بی‌ثباتی ارزش و تاثیر متقابل قیمت و مقدار واردات محصولات بوده است. هوشمند و همکاران (1387) با استفاده از فیلتر هادریک - پرسکات تولید ناخالص داخلی واقعی ایران را به سه جزء روند بلندمدت، نوسانات چرخه‌ای و حرکات نامنظم تفکیک کردند، سپس ادوار تجاری را در طول چرخه‌ها شناسایی

⁶ Coppock (1962)

⁷ Macbean Measurement

⁸ Massell Measurement

⁹ Coppock Measurement

¹⁰ Stochastic

کردند. نتایج نشان داد متغیرهایی مانند مصرف، سرمایه گذاری و صادرات هم جهت با ادوار تجاری می‌باشند اما متغیرهای واردات، صادرات نفت و گاز، صادرات غیرنفتی، هزینه‌های دولت و سرمایه‌گذاری در تجهیزات متغیرهای پیشرو برای اقتصاد ایران می‌باشند.

طیب نیا و قاسمی (1389) برای اندازه‌گیری چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران از دو فیلتر باند-پس و هدریک - پرسکات استفاده کردند. نتایج نشان داد که اقتصاد ایران هفت دوره‌ی تجاری را پشت سر گذاشته است و از میان عوامل متعدد تأثیرگذار در ایجاد رونق و رکود در اقتصاد ایران، نفت نقش موثرتری داشته است.

بهرامی و همکاران (1391) چرخه‌های تجاری ایران را با استفاده از تحلیل موجک استخراج کردند. نتایج نشان داد که چندین چرخه‌ی تجاری با قدرت متفاوت و فرکانس‌های مختلف به طور همزمان در داده‌ها وجود دارد.

صالحی و همکاران (1392) با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران را استخراج کردند. نتایج نشان داد که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به سه رژیم با میانگین رشد منفی، رشد مثبت ملایم و رشد مثبت بالا طبقه بندی شده است.

چایووت و پیگر¹¹ (2005) به بررسی چرخه‌های تجاری آمریکا در زمان واقعی پرداخت. از یک روش ناپارامتریک و یک مدل پارامتریک مارکف سوئیچینگ استفاده کرد. هر دو روش چرخه‌های تجاری را در زمان واقعی شناسایی کردند، اما نتایج مدل مارکف سوئیچینگ معنی داری بهتری داشت.

هاردینگ و پاگان¹² (2006) همزمانی چرخه‌های تجاری را بررسی کردند و الگویی برای استخراج چرخه‌ها ارائه دادند. نتایج نشان داد که شواهد اندکی از همزمانی در تولیدات صنعتی وجود دارد در حالیکه در موجودی سرمایه‌ی همزمانی قوی وجود دارد.

دانگمی و همکاران¹³ (2011) چرخه‌های تجاری صادرات چین را با استفاده از روش مارکف سوئیچینگ بررسی کردند. نتایج نشان داد که مسیر توسعه‌ی صادرات چین می‌تواند به دو بخش شامل یک رژیم بلند مدت رونق و یک رژیم کوتاه مدت رکود تقسیم شود.

¹¹ Chauvet and Piger

¹² Harding and Pagan

¹³ Dongmei

استوک و واتسون¹⁴ (2014) برای بررسی نقاط عطف اقتصاد آمریکا با استفاده از مجموعه‌ای طولانی از داده‌ها روش برنز و میچل (1946) را به کار بردند. همان طور که مطالعات مختلف داخلی و خارجی نشان می‌دهد روش‌های مختلفی برای استخراج چرخه‌های تجاری وجود دارد. اما مدل مارکف سوئیچینگ به دلیل توانایی در تفکیک وضعیت غیرخطی به رژیم‌های مختلف و محاسبه‌ی تقارن یا عدم تقارن نوسانات تجاری مناسب‌تر بوده است. لذا در این مطالعه نیز برای بررسی نوسانات کاهشی و افزایشی صادرات بخش کشاورزی از این روش استفاده می‌شود.

هدف این تحقیق بررسی نوسانات کاهشی و افزایشی صادرات بخش کشاورزی، مشخص کردن دوره‌های وقوع این نوسانات، احتمال انتقال و پایداری نوسان‌های کاهشی و افزایشی می‌باشد. داده‌های مورد استفاده در تحقیق از سازمان *FAO*¹⁵ و برای دوره‌ی 1360-90 (بر حسب هزار ریال) گرد آوری شده‌اند. برای تخمین مدل‌ها از نرم افزارهای *STATA12* و *OX-Metric6* استفاده شده است.

2- روش تحقیق

به منظور جدا کردن اجزای روند متغیرهای اقتصادی بایستی نوسانات چرخه‌های سری‌ها از جزء رشد بلند مدت آن جدا شود یکی از روش‌هایی که می‌توان این کار را انجام داد استفاده از فیلتر هدریک پرسکات (HP)¹⁶ می‌باشد که روشی برای هموار کردن¹⁷ یک سری زمانی است. هدریک و پرسکات (1997)، با استفاده از آمار فصلی جنگ جهانی دوم در آمریکا، اقدام به ارائه این فیلتر کردند. در فرض اصلی این فیلتر یک سری زمانی مانند y_t از دو جزء روند (g_t) و سیکل (c_t) تشکیل شده است، یعنی:

$$y_t = g_t + c_t \quad (1)$$

جزء غیر قابل مشاهده روند که در طول زمان به آرامی در حال حرکت است، به صورت زیر از طریق یک مسأله حداقل‌سازی به دست می‌آید. هدف،

¹⁴ Stock and Watson

¹⁵ Food and Agriculture Organization (FAO)

¹⁶ Hadrik Prescott Trend

¹⁷ Smoothness

انتخاب جزء روند از y_t است که مجموع مربعات انحرافات را با این قید که جزء روند به صورت تدریجی در طول زمان در حال حرکت است، حداقل می‌کند.

$$\text{Min} : \sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + I \sum_{t=2}^{T-1} [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2 \quad (2)$$

پارامتر I نقش مهمی در تنظیم تغییرات رشد ترکیبی سری دارد و پارامتر هموار سازی¹⁸ نامیده می‌شود. هر قدر این پارامتر بزرگتر باشد، سری مورد مطالعه هموارتر خواهد بود، آن‌گونه که وقتی $I \rightarrow \infty$ در این صورت جزء روند به سمت یک روند خطی گرایش پیدا می‌کند، ولی وقتی λ برابر صفر انتخاب می‌شود، $y_t = g_t$ است و سیکل برای تمامی T ها صفر است و جزء روند به طور مشخص، همان سری زمانی مشاهده شده است. ارقام متفاوتی برای داده‌های سالیانه در متون برای آن پیشنهاد شده است. هدریک و پرسکات (1980) برای $I = 400$ ، دولادو و همکاران (1993) برای $I = 100$ ، جیورنو و همکاران (1995) برای $I = 100$ ، اپل و همکاران (1996) برای $I = 100$ و $I = 400$ ، باکستر و کینگ (1999) $I = 100$ ، بانک مرکزی اروپا (2000) برای $I = 100$ را پیشنهاد کرده‌اند در این تحقیق با توجه به این که داده‌ها به صورت سالانه می‌باشند $I = 100$ در نظر گرفته شده است. سری روندزدا شده از این طریق $y_t - \hat{g}_t$ خواهد بود که \hat{g}_t همان جزء روند سری y_t است.

فیلترهای باند- پس و هدریک- پرسکات جزء روش‌های تک متغیره هستند، اما فیلتر باند- پس بر خلاف فیلتر هدریک- پرسکات هم اجزای دارای نوسان کم و هم اجزای دارای نوسان زیاد را خارج می‌کند. در این روش داده‌های سری زمانی متغیر مشاهده شده به دو قسمت روند (به عنوان داده غیر قابل مشاهده) و سیکل (به عنوان تغییرات دوره‌ای متغیر) تقسیم می‌شود. این فیلتر یک تبدیل خطی از داده‌هاست که انتگرال خطای تقریب را حداقل می‌کند.

بر اساس مطالعات باکستر و کینگ¹⁹ (1995)، یک روش روندگیری مناسب باید شروط زیر را برقرار نماید:

¹⁸ Smoothing Parameter

¹⁹ Baxter and King

- یک ترکیب ادواری²⁰ در یک چهارچوب تناوبی استخراج نماید به نحوی که ویژگی‌های این ترکیب را بدون تغییر بگذارد.
- ترکیب اولیه‌ی داده‌های سری زمانی موجود را تغییر ندهد.
- یک تقریب بهینه را ارائه دهد.
- ویژگی کاهش دهندگی روند²¹ را نداشته باشد.
- ترکیبات ادواری که به طول مشاهدات بستگی ندارد را ایجاد نماید.
- یک روش عملی باشد.

بر این اساس، باکستر و کینگ روش فیلترینگی را ارائه دادند که دارای این شروط بوده و در حوزه‌ی زمانی، اثر این فیلتر روی سری زمانی به صورت یک فرآیند میانگین متحرک به فرم زیر می‌باشد:

$$g_t = \sum_{j=-K}^K a_j L^j y_t \quad (3)$$

همچنین از بعد فراوانی، این فیلتر به صورت یک تبدیل فوریه $a(w)$ تعریف می‌گردد. در این صورت برای به دست آوردن وزن‌های a_j باید مساله‌ی حداقل‌سازی زیر، حل گردد:

$$\min_{a_j} Q = \int_{-p}^p |b(w) - a(w)|^2 dw \quad (4)$$

به طوری که در آن $a(0) = 0$ است و $|b(w)|$ ایده‌آل‌ترین فیلتر با توجه به w_1 و w_2 است.

$|b(w) - a(w)|^2$ تابع تناوبی انتقال فیلتر می‌باشد و w می‌تواند به عنوان تراکم سری زمانی y_t شناخته شود، بنابراین $|b(w) - a(w)|^2$ گسترش و توسعه‌ی میانگین متحرک را نشان می‌دهد که کاهش یا افزایش سهم تغییرات در یک سری زمانی، بیشتر یا کمتر از سری زمانی اصلی می‌باشد. در این فیلتر روند اقتصادی که شامل یک روند با ویژگی کاهش‌ی است می‌تواند کاربرد قابل توجهی در سری‌های زمانی داشته باشد.

همچنین در جزء‌های چرخه‌ای نقاط برگشت دو مرحله‌ی اصلی رونق و رکود را در بر می‌گیرند. کانوا و هاریگان²² (1999) روشی را برای این کار بیان

²⁰ Cyclical Component

²¹ Trend- Reducing

کردند به این صورت که اگر x_c^t را به عنوان جزء چرخه‌ای GDP بخش کشاورزی در نظر بگیریم زمانی که $x_c^t - x_{t-1}^c > 0$ باشد رونق و زمانی که $x_c^t - x_{t-1}^c \leq 0$ باشد رکود اتفاق افتاده است. از نظر گالگاتی²³ (2004) اگر دوره‌ی متغیر را به صورت y_t و Δy_t به ترتیب برای طول رونق و دامنه‌ی آن و Φ_t و $\Delta \Phi_t$ برای طول رکود و دامنه‌ی آن معرفی می‌کنیم که دارای مقادیر یک در مرحله‌ی رکود و صفر در رونق است. متوسط طول دوره‌ها به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\Phi_t = \frac{\sum_{t=1}^T sh_t}{\sum_{t=1}^T (1 - sh_{t+1})sh_t} \quad y_t = \frac{\sum_{t=1}^T (1 - sh_t)}{\sum_{t=1}^T (1 - sh_{t+1})sh_t} \quad (5)$$

$$\Delta \Phi_t = \frac{\sum_{t=1}^T sh_t(xn)}{\sum_{t=1}^T (1 - sh_{t+1})sh_t} \quad \Delta y_t = \frac{\sum_{t=1}^T (1 - sh_t)(nx)}{\sum_{t=1}^T (1 - sh_{t+1})sh_t} \quad (6)$$

که در آن sh_t شوک‌های متغیر و xn فاصله‌ی نقطه‌ی فراز تا نشیب و nx فاصله‌ی نقطه‌ی نشیب به فراز را (به صورت درصد) نشان می‌دهند. با در نظر گرفتن دامنه‌ی نوسان به عنوان ارتفاع و طول دوره به عنوان قاعده از یک مثلث به عنوان یک مرحله از چرخه‌ی تجاری، تندی چرخه²⁴ به صورت زیر به دست خواهد آمد:

$$St = \Delta y / y \quad \text{or} \quad \Delta \Phi / \Phi \quad (7)$$

تندی چرخه نوعی از عدم تقارن چرخه‌ای است که نسبت دامنه‌ی نوسان به طول دوره را نشان می‌دهد و بیانگر کم یا زیادتر بودن شدت دوران رکود نسبت به دوران رونق می‌باشد.

روش دیگری که برای تشخیص نوسانات کاهشی و افزایشی صادرات و محاسبه‌ی عدم تقارن نوسانات تجاری به کار می‌رود مدل غیرخطی مارکف

²² Canova and Harding and Pagan

²³ Gallegati M.

²⁴ Steepness

سوئیچینگ می‌باشد. این مدل ابتدا توسط کوانت²⁵، کوانت و گلدفلد²⁶ ارائه و توسط همیلتون در سال 1989 برای استخراج چرخه‌های تجاری توسعه داده شده‌اند. متغیر ایستای y_t را فرض نمایید که برای رژیم اول $s_t = 1$ توسط فرآیند خودتوضیحی رابطه‌ی (8) توصیف می‌شود. حال فرض کنید متغیر y_t برای رژیم دوم $s_t = 2$ توسط مدل خودتوضیحی متفاوت رابطه‌ی (9) تبیین شود.

$$y_t = a_1 + b_1 y_{t-1} + e_{1t} \quad (8)$$

$$e_{1t} \rightarrow N(0, s_1^2)$$

$$y_t = a_2 + b_2 y_{t-1} + e_{2t} \quad (9)$$

$$e_{2t} \rightarrow N(0, s_2^2)$$

کوان²⁷ نشان داد که در مدل مارکف سوئیچینگ، ویژگی‌های y_t به طور مشترک توسط ویژگی‌های تصافی e_t و متغیر وضعی s_t تعیین می‌شود. اگر چنانچه جزء اخلاص در دو رابطه‌ی (8) و (9) یکسان باشند، فرآیند تغییرات y_t را می‌توان با استفاده از متغیر مجازی به صورت مدل واحد رابطه‌ی (10) ارائه داد.

$$y_t = a_1 + b_1 y_{t-1} + dD + gD y_{t-1} + e_t \quad (10)$$

در معادله‌ی (10) متغیر مجازی D برای زمانی که سیستم در رژیم اول قرار دارد. $s_t = 1$ مقدار صفر و زمانی که سیستم در رژیم دوم $s_t = 2$ باشد، مقدار یک را به خود اختصاص می‌دهد. با فرض متغیر y_t ، فرآیند خودتوضیحی مرتبه P و با رژیم m ، مدل‌سازی شود $(MS(M)-AR(P))$ ، رابطه‌ی (11) را خواهیم داشت.

$$y_t = \sum_{i=1}^m \left(\sum_{j=1}^p (b_{ij} y_{t-j}) + u_{it} \right) I_i(s_t = i) \quad (11)$$

$$I_i(s_t = i) = \begin{cases} s_t = i \rightarrow 1 \\ s_t \neq i \rightarrow 0 \end{cases}$$

²⁵ Quandt

²⁶ Goldfeld

²⁷ Kuan

در رابطه‌ی (11) احتمال انتقال وضعیت از یک رژیم به رژیم دیگر در قالب احتمالات شرطی قابل محاسبه خواهد بود. به عنوان مثال در مدل فوق، P_{ij} که نشانگر انتقال از رژیم i به j است به صورت رابطه‌ی (12) تعریف می‌شود.

$$P_{ij} = P(s_{t+1} = j | s_t = i); \sum_{j=1}^m P_{ij} = 1, \forall i, j \in (1, 2, \dots, m) \quad (12)$$

هم‌چنین $u_t \approx N(0, S^2)$ می‌باشد و s_t نتیجه یک زنجیره‌ی مارکف با N رژیم است و هم‌چنین s_t برای همه‌ی t ها مستقل از u_t است.

برای یک مدل معنادار برای استخراج نوسانات تجاری باید میانگین رشد صادرات در رژیم اول مربوط به نوسانات کاهشی منفی و در رژیم دوم مربوط به نوسانات افزایشی مثبت باشد. در این مدل احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر باید در کنار سایر پارامترها محاسبه شود که مطابق رابطه‌ی (13) به دست می‌آید.

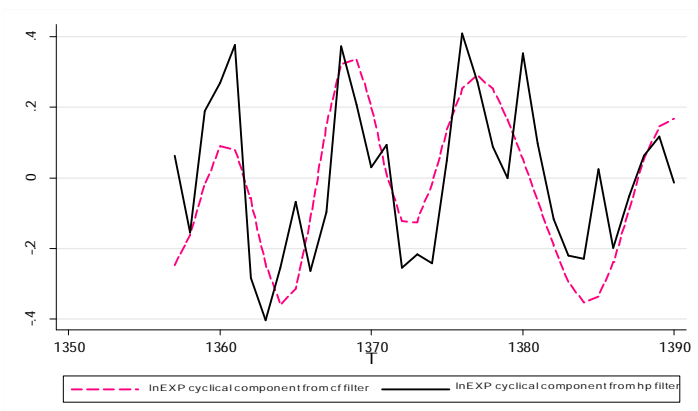
$$P_{ij} = P(s_{t+1} = j | s_t = i); \sum_{j=1}^2 P_{ij} = 1, \forall i, j \in (1, 2) \quad (13)$$

به طوریکه P_{12} احتمال انتقال از نوسانات کاهشی به افزایشی، P_{21} افزایشی به کاهشی، P_{11} احتمال پایداری رژیم کاهشی و P_{22} احتمال پایداری رژیم افزایشی را نشان می‌دهد (صالحی و همکاران، 1392).

3- نتایج و بحث

در این مطالعه به منظور استخراج نوسانات صادرات بخش کشاورزی، این سری زمانی با به‌کارگیری دو فیلتر هدریک-پرسکات و باند-پس به دو قسمت روند بلندمدت سری زمانی و نوسانات تجزیه می‌شود، که نوسانات در نمودار 1 نشان داده شده است.

شکل 1: نتایج حاصل از نوسانات صادرات بخش کشاورزی



مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود در طول دوره‌ی مورد بررسی نوسانات زیادی در کل صادرات بخش کشاورزی مشاهده می‌شود. در 17 سال از سال‌های مزبور نوسانات کاهشی و در 14 سال از سال‌های مزبور نوسانات افزایشی اتفاق افتاده است.

در جدول 1 اطلاعاتی در مورد خصوصیات اصلی دوره‌های افزایش و کاهش بیان شده است. نوسانات تجاری در بخش کشاورزی در ارتباط با چهار بخش زراعت، باغداری، دامداری و شیلات بوده است که در ایجاد نوسانات کاهشی و افزایشی صادرات کل بخش نقش مهمی دارد و می‌تواند در برنامه‌های بلندمدت مورد توجه قرار گیرد.

جدول 1: نوسانات صادرات بخش کشاورزی و زیر بخش‌های آن

تندی نوسان		دامنه نوسان		طول دوره		دوره	
کاهش	افزایش	کاهش	افزایش	کاهش	افزایش		
0/045	0/054	0/182	0/164	5	6	1361-71	کل بخش
0/135	0/094	0/135	0/189	3	4	1372-78	
0/026	0/049	0/159	0/149	8	4	1379-90	
0/026	0/05	0/132	0/1	6	3	1361-69	زراعت
0/076	0/053	0/076	0/159	6	3	1370-78	
0/022	0/068	0/157	0/137	8	4	1379-90	
0/029	0/037	0/148	0/148	6	5	1361-71	باغداری
0/13	0/13	0/13	0/13	3	4	1372-77	
0/021	0/036	0/153	0/11	7	5	1379-90	
0/126	0/023	0/126	0/142	2	9	1361-71	دامداری
0/031	0/032	0/188	0/129	4	4	1372-79	
0/058	0/057	0/116	0/115	8	3	1379-90	
0/043	0/054	0/131	0/164	3	7	1362-71	شیلات
0/035	0/063	0/141	0/126	4	2	1372-77	
0/062	0/89	0/124	0/89	9	4	1378-90	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج نشان می‌دهد که نوسانات افزایشی در دوره‌های تجاری (1361-71) و (1379-90) تندی بیشتری نسبت به نوسانات کاهشی داشته و در دوره‌ی تجاری (1372-78) نوسانات کاهشی تندی بیشتری نسبت به نوسانات افزایشی داشته است. بیشترین و کمترین دامنه‌ی نوسان افزایشی به ترتیب مربوط به زیر بخش شیلات و باغداری، بیشترین و کمترین دامنه نوسان کاهشی مربوط به زیر بخش‌های دامداری و زراعت، بیشترین و کمترین تندی دوره‌ی افزایشی مربوط به زیر بخش‌های شیلات و دامداری و بیشترین و کمترین تندی دوره‌ی کاهشی و افزایشی مربوط به زیر بخش باغداری می‌باشد.

برای اثبات غیر خطی بودن روند صادرات و استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ، ابتدا آزمون غیرخطی بودن انجام شد که نتایج آن در جدول 2 آمده است و نشان دهنده‌ی رد فرض صفر خطی بودن در سطح احتمال 5 درصد می‌باشد. سپس مدل غیرخطی مارکف سوئیچینگ دو رژیمه با سه وقفه

خودتوضیحی برآورد گردید که نتایج آن در جدول 2 نشان داده شده است. وقفه بهینه با استفاده از آماره‌ی آکائیک به دست آمده است. هم‌چنین نتایج مربوط به آزمون‌های نرمال بودن اجزای اخلاص و همسانی واریانس نیز در این جدول گزارش شده است که نشان دهنده‌ی نرمال بودن اجزای اخلاص و همسانی واریانس می‌باشد.

جدول 2: نتایج برآورد مدل مارکف سوئیچینگ دو رژیمه با سه وقفه

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
m_1	0/367	0/303	1/21
m_2	0/798	0/298	2/68
AR-1	1/420	0/130	10/9
AR-2	-0/910	0/182	-5/0
AR-3	0/472	0/123	3/83
$S^{(1)}$	0/179	0/036	4/87
$S^{(2)}$	0/138	0/026	5/31
Log-likelihood	4/448		
AIC	7/103		
Linearity LR- Test	$\chi^2(3) = 7/489 (0/05)$		
Normality Test	$\chi^2(2) = 2/877 (0/237)$		
ARCH Test	$F(21,1) = 1/110 (0/303)$		
p_{11}	0/76		
p_{22}	0/00		
p_{12}	0/23		
p_{21}	1/00		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از تخمین پارامترهای مدل نشان می‌دهد که در دوره‌ی زمانی مورد مطالعه، نوسانات صادرات قابل تفکیک به دو رژیم کاهشی و افزایشی می‌باشد. به طوری که رژیم اول با میانگین $0/367$ نشان دهنده‌ی کاهش صادرات و رژیم دوم با میانگین $0/798$ نشان دهنده‌ی افزایش صادرات می‌باشد. احتمالات مربوط به میزان ثبات دوره‌های کاهشی و افزایشی و هم‌چنین احتمالات انتقال هر رژیم به رژیم دیگر در جدول گزارش شده است. احتمال پایداری رژیم کاهشی (p_{11}) $0/76$ و احتمال پایداری رژیم افزایشی (p_{22})، صفر می‌باشد. بنابراین رژیم دوم پایدار نبوده و با قرار گرفتن در دوره‌ی افزایش صادرات به سرعت به رژیم اول (کاهش

صادرات) انتقال می‌یابد. با توجه به احتمال‌های انتقال که معنا دارند می‌توان گفت که به احتمال 76 درصد اگر در یک دوره کاهش صادرات را داشته باشیم در دوره‌ی بعد نیز این کاهش تداوم دارد و 23 درصد احتمال دارد که در دوره‌ی بعد افزایش صادرات را داشته باشیم. اما اگر در یک دوره افزایش صادرات را داشته باشیم، این افزایش پایدار نخواهد بود و قطعاً در دوره‌ی بعد کاهش صادرات را خواهیم داشت. سال‌های قرار گرفته در دو رژیم کاهشی و افزایشی مدل مارکف سوئیچینگ در جدول 3 ارائه شده است که نشان می‌دهد در طول دوره‌ی مورد مطالعه صادرات بخش کشاورزی 17 سال نوسانات کاهشی و 14 سال نوسانات افزایشی داشته است. هم‌چنین پایدار نبودن رژیم افزایشی در جدول 3 به خوبی مشاهده می‌شود.

جدول 3: سال‌های قرار گرفته در هر رژیم

رژیم اول (کاهش صادرات)		رژیم دوم (افزایش صادرات)	
1361-1361	1378-1378	1360-1360	1377-1377
1363-1363	1380-1380	1362-1362	1379-1379
1365-1365	1382-1382	1364-1364	1381-1381
1367-1368	1384-1385	1366-1366	1383-1383
1370-1371	1387-1387	1369-1369	1386-1386
1373-1373	1389-1389	1372-1372	1388-1388
1375-1376		1374-1374	1390-1390

مأخذ: یافته‌های تحقیق

4- نتیجه گیری

عدم تقارن در نوسانات تجاری و رفتار متفاوت اقتصاد در شرایط کاهش و افزایش صادرات باعث توجه بیش‌تری به مدل‌های غیرخطی جهت استخراج و بررسی این نوسانات شده است. یکی از رایج‌ترین مدل‌های غیرخطی که در این زمینه به کار می‌رود مدل مارکف سوئیچینگ می‌باشد. در این مطالعه نوسانات صادرات بخش کشاورزی در دوره‌ی 1360-1390 با استفاده از دو فیلتر هدریک- پرسکات و باند- پس و هم‌چنین مدل مارکف سوئیچینگ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از به کارگیری دو فیلتر هدریک- پرسکات و باند- پس نشان داد که در طی دوره‌ی مورد بررسی صادرات بخش کشاورزی نوسانات زیادی داشته است که در 17 سال از سال‌های مزبور کاهش صادرات و در 14 سال افزایش صادرات بر این بخش

حاکم بوده است. نوسانات افزایشی در دوره‌های تجاری (71-1361) و (78-1372) تندی بیشتری نسبت به نوسانات کاهشی داشته و در دوره‌ی تجاری (90-1379) نوسانات کاهشی تندی بیشتری نسبت به نوسانات افزایشی داشته است. همچنین صادرات هر یک از زیر بخش‌های کشاورزی به صورت جداگانه نیز بررسی شدند و نتایج نشان داد که، نوسانات در زیر بخش‌های زراعت و باغداری با توجه به اینکه بیشترین سهم را در صادرات بخش کشاورزی دارند با صادرات بخش کشاورزی هماهنگ بوده‌اند و در زیر بخش‌های شیلات و دامداری نیز، نوسانات اندکی مشاهده شد. سپس مدل مارکف سوئیچینگ برآورد گردید برای این منظور ابتدا با استفاده از آزمون نسبت درست‌نمایی (LR)، غیرخطی بودن روند صادرات اثبات گردید و سپس مدل مارکف سوئیچینگ خودتوضیحی در حال تغییر با دو رژیم و از مرتبه‌ی سه برآورد گردید که نشان می‌دهد در طول دوره‌ی مورد مطالعه‌ی صادرات بخش کشاورزی 17 سال نوسانات کاهشی و 14 سال نوسانات افزایشی داشته است. رژیم اول با میانگین $0/367$ نشان‌دهنده‌ی کاهش صادرات و رژیم دوم با میانگین $0/798$ نشان‌دهنده‌ی افزایش صادرات می‌باشد. نتایج این مدل تأییدکننده‌ی نتایج حاصل از روش فیلترینگ می‌باشد که هر دو بیانگر این مسأله می‌باشند که در دوره‌ی مورد بررسی بخش کشاورزی بیشتر دارای نوسانات کاهشی صادرات بوده است که این موجب کاهش قدرت کشور در صادرات محصولات غیر نفتی خواهد شد و این اثرات در زیر بخش‌های آن نیز مشخص است. بدیهی است که تداوم این روند موجب از دست رفتن بازارهای جهانی صادرات محصولات کشاورزی شده و وابستگی کشور را به واردات این محصولات افزایش داده است. بنابراین بررسی عوامل موثر بر نوسانات کاهشی و عدم پایداری افزایش صادرات در بخش کشاورزی می‌تواند در توسعه‌ی صادرات این زیر بخش موثر باشد. جالب آنکه نوسانات کاهشی در صادرات محصولات کشاورزی بیشتر در دوره‌هایی اتفاق افتاده است که قیمت نفت در حال افزایش بوده و از این رو درآمدهای حاصل از صادرات نفت کشور افزایش یافته است. در حالی که در اکثر سال‌هایی که قیمت نفت با کاهش همراه بوده و درآمدهای صادرات نفت کاهشی بوده است، صادرات محصولات بخش کشاورزی دارای نوسانات افزایشی بوده است. به هر حال برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران بایستی این عدم تقارن در نوسانات تجاری بخش کشاورزی را مد نظر قرار دهند تا بتوانند با

ابزارهای سیاستی مناسب زمینه‌ی افزایش پایداری هر چه بیش‌تر صادرات این بخش را فراهم آورند.

فهرست منابع:

- بهرامی، جاوید، احمد محمدی و رضا طالبلو. (1391). تجزیه و تحلیل سیکل‌های تجاری ایران با استفاده از تحلیل موجک. پژوهشنامه اقتصادی، 12 (1).
- صالحی، مرتضی، غلامعلی رئیسی و نادر شتاب. (1392). نقاط رونق و رکود اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ. فصلنامه مدلسازی اقتصادی، 7 (3): 67-83.
- صمدی، علی حسین. (1383). بی ثباتی تجارت محصولات کشاورزی در اقتصاد ایران: تجزیه شاخص بی ثباتی کوپاک. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، 18: 141-155.
- طیب نیا، علی و فاطمه قاسمی. (1389). اندازه‌گیری چرخه‌های تجاری در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، 92: 183-206.
- محمدی، حسین، علی رضا کرباسی و آزاده تعالی مقدم. (1392). اقتصاد سنجی کاربردی با ایویوز و میکروفیت. انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.
- هوشمند، محمود، محمدعلی فلاحی و سپیده توکلی قوچانی. (1387). تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از فیلتر هدریک پرسکات. مجله دانش و توسعه، 15 (22): 48-23.
- Aggarwal, M. R. (1982). Export Earning Instability and Economic Development in Less Developed Countries: A Statistical Verification. *Indian Economic Journal* 29: 60-70.
- Bakar, N.A. & S.D. Subramaniam. (2010). The Impact of Export Instability on Malaysia's Economic Growth. Sixth annual conference APEA Hong Kong Baptist university, Hong Kong.
- Baxter, M. & R.g. King. (1999). Measuring business Cycles approximating band – pass Filters for economic time series, *Review Economics and Statistics*.
- Burns, A. F. & W. C. Mitchell. (1946). *Measuring Business Cycles*. NBER, New York.
- Canova, F.(1999). Does Detrending Matter for the Determination of the Reference Cycle And the Selection of Turning Points?, *The Economic Journal*, 109 :126-150.
- Chauvet, M. & J. Piger (2005). A comparison of the real-time performance of business cycle dating methods. *Journal of Business and*

Economic Statistics 26: 42-49.

Coppock, J.D. (1962). *International Economic Instability*. New York: McGraw Hill Publishing Company.

Dongmei, L., P. Zhihong & P. Jingli. (2011). A markov model on china's export cycles: regime division and regime switching, *Canadian Social Science* 7(4): 95.

Gallegati, M. (2004). *Business Cycles characteristics of the Mediterranean Area Countries*, Marco Gallegati, Wolfgang Polasek, P.7.

Hamilton, J.D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57 (2): 357 -384.

Harding, D. & A. Pagan. (2006). Synchronization of cycles. *Journal of Econometrics* 132: 59-79.

Harding, D. & A. Pagan. (1999). *Dissecting the Cycle*, (mimeo, university of Melbourne).

Hock, L. K. (2007). Export Structure and Export Instability: the case of Peninsular Malaysia. *The Developing Economies*, 15(3): 320-331.

Hodrick, R.J. & E.C. Prescott. (1997). Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation, *Journal of Money Credit and Banking*, 29 (1): 1-16.

Macbean, A.I. (1966). *Export Instability and Economic Development*, Cambridge, Mass: Harvard University Press.

Macbeen, A.I. & A. Maizels. (1968). Export instability and Economic Development. *The American Economic Review*, 58(3): 575-580.

Gallegati, M. & M. Gallegati. (2004). Wolfgang Polasek- *Business Cycles characteristics of the Mediterranean Area Countries*.

Massell, B. (1964). Export Concentration and Fluctuations in Export Earnings, *American Economic Review*: 47-63.

Massell, B. (1970). Export Instability and Economic Structure, *American Economic Review*: 618-630.

Pal, S. (1992), Agricultural exports of India: Issues growth instability. *Ind. J. of Ag. Econ*, 47(2): 183-194.

Savvides, A. (1984). Export Instability and Economic Growth: Some New Evidence. *Economic Development and Cultural Change* 32(3): 607-614.

Stock, H. J. & M. Watson. (2014). Estimating turning points using large data sets, *Journal of Econometrics* 08-04.

