

قیمت و درآمد صادرکنندگان برتر پوشاک:

مدارکی از یک تحلیل داده پانل

چکیده

این مقاله ویژگی‌های اصلی تابع صادرات از 12 صادرکننده برتر پوشاک را، در دوره زمانی بین سالهای 1992-2011 مطالعه می‌کند (چین، هنگ کنگ، فرانسه، آلمان، هند، اندونزی، ایتالیا، اسپانیا، ترکیه، انگلستان و ایالات متحد امریکا). کشش قیمت و درآمد، پس از کنترل غیرایستایی، انباشتگی و علیت گرنجر، برای هر اقتصاد که از رویکرد داده پانل استفاده می‌کند، تخمین زده شده است. رگرسیون‌های غلتان نیز اجرا شدند و وجود برخی غیرایستایی کشش را در طول زمان نشان دادند، که اساساً مرتبط با تغییرات عمیق اقتصادی و نهادی تجارت پوشاک دوره مورد نظر است. این مطالعه پیشنهاد می‌کند که بیشتر اقتصادهای پیشرفته، مانند هنگ کنگ، موقعیت خود را در زنجیره ارزش جهانی به سمت یک نقش "سازمانی" تغییر داده‌اند. چین رهبری خود را در صادرات پوشاک ثابت می‌کند، اگرچه افزایش غیرایستای قیمت همداراری برای چشم انداز آینده می‌باشد.

واژگان کلیدی: صادرکنندگان پوشاک، کشش قیمت و درآمد، ثبات پارامتر، تحلیل داده پانل

1. مقدمه

تحلیل اندازه و زمان ثبات کشش صادرات یک اقتصاد، اهمیت مرکزی در مطالعات تجربی تجارت (ببینید Arize, 2001; Aziz & Li, 2008; Hooper, Johnson, & Marquez, 2000; Sharma, 2010; Thorbecke, 2010)، با توجه به نقش اساسی آنها از نظر عملکرد رشد، رقابت بین‌المللی، تعادل پرداخت‌ها و

تصمیمات سیاست گذاری صنعتی دارد. در واقع، همانطور که Aziz and Li (2008) ذکر کرده اند، اگر کشش درآمد و قیمت صادرات پایین باشد، تغییرات در موقعیت های خارجی یا در نرخ ارز، تأثیر زیادی بر روی رشد یک اقتصاد و یا پویایی های حساب های جاری آن دارد. به هر حال، اگر آنها ثابت نباشند، درباره چگونگی پاسخگویی یک سیستم اقتصادی به این تغییرات، کمتر می توان سخن گفت. در ادبیات تجربی تجارت، چندین مقاله بر روی اقتصادهای سیاسی تمرکز دارند، اندازه و ثبات معیارهای تابع صادرات را برای کل سیستم مطالعه می کنند (Arize, 1992; Lucas, 1988; Muscatelli, Srinivasan, & Vines, 2001; Aziz & Li, 2008). کشوری که بسیار مورد مطالعه قرار گرفته است، چین است، با توجه به اهمیت فزاینده آن در تجارت بین المللی به خصوص پس از ورود به سازمان تجارت جهانی. به ویژه Yao, Tian, and Su (2013) کشش های صادرات چین در دوره زمانی 1992-2006 را بررسی کرده اند و دریافتند که عملکرد برجسته آن به دلیل نفوذ مشترک یک کشش درآمدی بسیار بالا (2.34) و کشش قیمت پایین (-0.65) می باشد. به هر حال، Aziz and Li (2008) دریافتند که در همان دوره کشش درآمد و قیمت ثابت نبوده است، اما در گذر زمان و به خاطر تغییرهایی در ترکیب بندی و درجه پیچیدگی صادرات، افزایش یافته است.

جدول 1 - 15 صادرکننده برتر پوشاک: ارزش صادرات (میلیارد دلار) و سهام بازار در 2011

ارزش صادرات	سهام بازار (%)
153.8	37.28
24.5	5.94
23.2	5.64
19.9	4.83
19.6	4.76
14.4	3.48
13.9	3.38
13.2	3.19
11.0	2.67
9.2	2.24
9.0	2.20
8.2	2.00
8.0	1.95
6.6	1.59
5.2	1.27
340.0	82.42

منبع: توضیح نویسندگان در مورد داده های WTO

تمام مطالعات ذکر شده در بالا، از داده های جمع آوری شده و نرخ های ارز مؤثر واقعی (REERS)، برای تخمین معیارهای اساسی تابع صادرات استخراج شده اند. برخی از مطالعات اهمیت استفاده از داده های بخشی جداگانه را به منظور دستیابی به کشش های تجاری خاص در سطح صنعتی، برجسته می کنند اما هنوز شاخص های جمع آوری شده REERS را در تخمین های خود اتخاذ می نمایند. نهایتاً، دیگران از REERS های خاص صنعتی استفاده کردند (Dai & Xu, 2013): این رویکرد، مناسب ترین رویکرد در میان دیدگاه های نظری و اقتصادسنجی است، همانطور که از طریق این حقیقت ثابت شد که یک رابطه معنادار میان نرخ های ارز بخشی و صادرات در اینجا، می تواند توصیف شود (Dai & Xu, 2013)، برخلاف بیشتر مطالعات که از REERS استفاده کردند.

کشش های بخشی مزیت بیشتری از امکان مقایسه بین اقتصادهای متفاوت در بخش های صنعتی خاص دارند، به منظور روشنایی بخشیدن به تثبیت موقعیتشان در بازار جهانی و جلوگیری از مشکلات مرتبط با مشکل ترکیب بندی (برای جزئیات بیشتر Mayer, 2003 را ببینید). بنابراین کشش های قیمت می تواند استحکام نسبی یک تولید اقتصادی را تعیین کند، چون احتمالاً کالاهای باکیفیت بالا، تقاضای خارجی غیرقابل انعطافی را ارائه خواهد داد و برعکس. به عبارت دیگر، کشش های درآمدی، با رابطه نزدیک نرخ رشد صادرات، یک رقابت غیر قیمتی در اقتصاد را منعکس می کند و توسط عواملی مانند ترکیب صادرات از طریق کالاها و بازارهای مقصد، تکنولوژی تجسم یافته، استراتژی های بازاریابی و ارتقا و توزیع خدمات، کمک مالی به صادرکنندگان و غیره، تحت تأثیر قرار می گیرد.

هدف این مقاله بررسی کشش های درآمدی و قیمت صادرات، برای صادرکنندگان برتر صنعت پوشاک می باشد. این بخش انتخاب شده است به دلیل اینکه نیروی محرکی برای عملکرد چشمگیر صادرات در بسیاری از اقتصاد های آسیا، مانند چین، هنگ کنگ، بنگلادش، هند، ویتنام و اندونزی می باشد. این موضوع به خصوص در مورد چین صادق است، صادرکننده پیشتاز در 2011 با 37.3٪ سهم از صادرات جهانی (جدول 1). 5 اقتصاد دیگر در میان 10 صادرکننده برتر قرار دارند و با هم 19.4٪ از صادرات پوشاک جهان را در اختیار دارند. صنعت پوشاک هم چنین یک صنعت با تکنولوژی پایین است که علی رغم رقابت دشوار با ملت های با دستمزد پائین، هنوز نقش مهمی در ایجاد

ارزش افزوده و تجارت در بیشتر اقتصادهای پیشرفته ایفا می کند. نهایتاً، صنعت پوشاک نیز کیفیت اعتبار یک اقتصاد و سیستم تولیدی آن را به عهده دارد.

این مقاله شامل سه بخش می باشد. ابتدا، کشش های درآمد و قیمت برای صادرکنندگان برتر در 20 سال اخیر، بررسی و مقایسه شدند. دوم، کشش ها برای زبردوره ها، دوباره بررسی شدند به منظور برآورد اینکه آیا در طول زمان ثابت بوده اند یا خیر. در بهترین حالت، این اولین مطالعه در ارائه این نوع بررسی ها، برای 12 صادرکنندگان برتر پوشاک جهان در طول 20 سال است. سوم، تحلیل اقتصادسنجی ما بینش هایی را در مورد استحکام، ضعف و چشم اندازهای صنعت پوشاک، توسط سهام بازار مشترک، ارزش های واحد متوسط صادرات (AUVs) و کشش درآمد و قیمت برای هر اقتصاد نمونه مورد بررسی، ایجاد می کند. به ویژه، این مقاله زمینه نظری و تجربی را برای تعیین اینکه آیا بررسی در یک صنعت سنتی مانند پوشاک هنوز سودآور و باثبات هست یا خیر، به ویژه در مورد اقتصادهای پیشرفته، ارائه می دهد. این نتیجه در واریانس با ادبیات نظری اخیر در مورد سیاست گذاری های صنعتی ظاهر می شود، که اساساً سست شدن بررسی در مورد بخش های صنعتی و ارتقای R&D هزینه در صنایع با تکنولوژی پیشرفته را پیشنهاد می کند (OECD, 2010; European Commission, 2010)، به خاطر نرخ رشد تولید بالای آنها (Fagerberg, 2000; Grossman & Helpman, 1991).

با اتخاذ یک روش شناسی بدیع، ما از یک سنج مناسب قیمت های نسبی صادرات استفاده کردیم، که به عنوان نرخ بین هر ارزش واحد صادرات جداگانه اقتصاد و AUVs کل نمونه، به دست آمد. ما هم چنین موضوعاتی را بررسی کردیم که در زمینه ادبیات نظری کمتر مطالعه شده اند، مانند نظم ادغام متغیرهای تجارت، انباشتگی احتمالی آنها در بلند مدت و جهت علیت گرنجر بین آنها. تحلیل تجربی ما از رویکرد داده پانل استفاده می کند، که به ما اجازه استفاده از AUVs جداگانه و دست یابی به نتایج بهتر در مطالعه علیت، با توجه به مجموعه های زمانی، را می دهد همانطور که بیشتر در مقالات تجربی نشان داده شده است (Hsiao & Hsiao, 2006).

رگرسیون دوره غلتان، که به صورت گسترده در مقالات تجربی استفاده شده است، بر روی تجارت بین المللی، به ویژه برای اقتصادهایی که متأثر از تغییرات عمیق ساختاری هستند (برای مثال، Aziz & Li, 2008)، و به منظور

بررسی ثبات روابط بلندمدت مرتبط مورد بررسی قرار گرفته است. اگر معیارهای رگرسیون غلتان در ارتباط با تخمین های بلند مدت ثابت شود، ما می توانیم به طور واضح نتیجه بگیریم که این روابط بلند مدت در طول زمان ثابت هستند. در غیر اینصورت، نتایج بلند مدت، حتی وقتی به صورت آماری معنادار هستند، براساس آزمون های اقتصادسنجی، باید با احتیاط در حضور تغییرات عمیق اقتصادی و نهادی بررسی شوند. یافته های ما همچنین نشان دادند که کشش های درآمدی به تدریج برای بیشتر اقتصادها، در طول زمان، در حال کاهش هستند، در حالیکه کشش های قیمتی به طور کلی ثابت اند، به غیر از بزرگترین صادرکنندگان آسیا (چین، هند، هنگ کنگ و ترکیه). این نتایج تأثیر مهمی دارند به خصوص بر سیاست گذاری های اقتصادی. کشش های بلندمدت به صورت واضح و از نظر آماری میانگین کشش های غلتان دوره های کوتاه تر هستند، اما سیاستگذاران باید از تخمین های بلندمدت، با احتیاط بیشتری استفاده کنند و به پارامترهای غلتان زمانی که پاسخ اقتصادها را به شوک های خارجی یا طراحی های استراتژی های صنعتی ارزیابی می کنند، توجه بیشتری نشان دهند.

مابقی مقاله به این صورت ساختار بندی شده است. بخش 2، داده ها را در زمینه تغییرات اقتصادی و نهادی در صادرات پوشاک در 2 دهه اخیر، توصیف می کند و مشخصات مدل استفاده شده در تحلیل تجربی را معرفی می نماید. بخش 3 چارچوب مطالعه را ارائه می دهد، که شامل ریشه های واحد، آزمون های انباشتگی و تحلیل پانل علیت گرنجر می شود. بخش 4 کشش های درآمد و قیمت بلندمدت صادرات اقتصاد های مورد بررسی را گزارش می دهد و یک تحلیل ثابت از این معیارها پیشنهاد می دهد. بخش 5 نتایج مطالعه را تحلیل می کند، همراه با AUV و پویایی های سهام بازار، برای بحث در مورد عملکرد صادرات و چشم انداز اقتصاد های نمونه و پیامدهای سیاست گذاری. بخش 6 نتیجه گیری مقاله می باشد.

2. داده ها و مشخصات مدل

2.1. مروری بر پویایی های صادرات پوشاک در یک محیط نهادی در حال تغییر

در ابتدا تحلیل ما داده های صادرات پوشاک را برای 15 اقتصاد برتر (بنگلادش، بلژیک، چین، هنگ کنگ، فرانسه، آلمان، هند، اندونزی، ایتالیا، هلند، اسپانیا، ترکیه، انگلستان، ایالات متحده امریکا و ویتنام) در دوره بین 1992 و 2011، در نظر گرفت. این اقتصاد ها با هم 82.4٪ از ارزش کلی صادرات جهانی پوشاک را در سال 2011 بر عهده داشتند (جدول 1 را ببینید).

داده ها برگرفته ای پایگاه داده تجارت کالا سازمان ملل متحد (UN) می باشد، که در 4 سطح طبقه بندی تجارت استاندارد بین المللی (Rev. 3) تفکیک شده اند، و حاکی از توجه به 37 کالای ویژه هستند.

3 کشور (بنگلادش، بلژیک و ویتنام) به خاطر سوابق ناقص در دوره زمانی مورد بررسی، از نمونه حذف شدند. بنابراین تحلیل نهایی ما در مورد 12 اقتصاد باقی مانده (چین، هنگ کنگ، فرانسه، آلمان، هند، اندونزی، ایتالیا، هلند، اسپانیا، ترکیه، انگلستان و ایالات متحده امریکا) انجام شد که 72.2٪ از صادرات جهانی پوشاک را در سال 2011 در اختیار داشتند. داده های قابل دسترس از 12 پانل سازماندهی شدند، یک پانل برای هر اقتصاد. هر پایگاه داده نیز شامل 740 مشاهده مرتبط با 37 کالا در 4 سطح رقمی در طول مدت 20 سال می باشند.

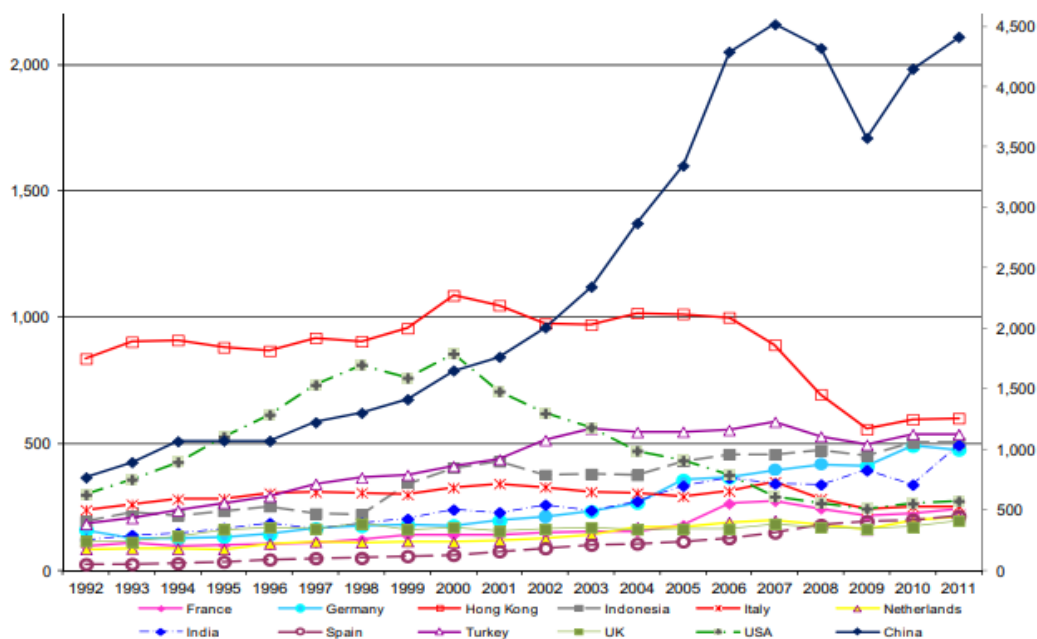
از آنجایی که این دوره با تغییرات اقتصادی و نهادی مشخص شده اند، تحلیل پویایی های صادرات، صادرکنندگان نمونه با جزئیات بیشتر مورد علاقه ما بود، مانند شکل 1.

چین، هنگ کنگ و ایالات متحده امریکا به عنوان نمونه های درخشانی از سیستم های اقتصادی هستند که تغییر ساختاری را در الگوی صادراتشان تجربه کردند. به ویژه، در شروع هزاره جدید چین، یک افزایش تصاعدی در سنجه خارجی نشان داده است که علی رغم بحران جهانی 2008-2009 سهم بازار خود را از 30٪ به 50٪ افزایش داده است. این مسئله بصورت آشکار به این حقیقت مرتبط است که، در سال 1995 موافقت نامه عمومی تعرفه و تجارت (GATT) در اروگوئه به اجرا درآمد و بخش های پارچه و پوشاک را تحت قلمرو قدرت سازمان جهانی تجارت (WTO) درآورد، که چین در 2011 به آن پیوست. توافق نامه پارچه و لباس (ATC) منجر به حذف تدریجی

سه‌میه که تحت توافق نامه چند فیبر (MFA) سال 1974، فرایندی که در 2005 پایان یافت، شد. در شروع آن سال، صادرکنندگان از چین به غرب، برای در اختیار گرفتن انحصاری بازار کشورهای اروپایی و امریکا به سرعت رشد کردند، نرخ رشد واردات چین به 7.5٪ در هر سال تا 2008 رسید.

این تغییر در عملکرد تجاری چین بر روی تمام صادرکنندگان اصلی پوشاک چین و به ویژه هنگ کنگ و ایالات متحده امریکا، اثر گذاشت. در پایان دهه 1990، هنگ کنگ اهمیت خود در تولید را از دست داد و به جای تبدیل شدن به مرکز و قطب تجاری، خریداران، فروشندگان و تأمین کنندگان ورودی را گردهم آورد (Van Grunsven & Smakman, 2001). در واقع، ظهور چین به عنوان یک صادرکننده پیشتاز منجر به ایجاد یک مدل جدید تخصصی شدن گردید (Bair & Gereffi, 2003)، که به موجب آن، مارک‌ها و فروشندگان پیشرو در بیشتر اقتصادهای پیشرفته (مانند ایالات متحده) کنترل مستقیم خود را بر طراحی، بازاریابی و خرده‌فروشی و استانداردهای تولید برای تأمین کنندگان تولید در اقتصادهای کمتر توسعه یافته حفظ می‌کنند (Gereffi, 1994, 1999).

پایان دهه 1990 نیز نقطه عطفی برای ترکیه و اندونزی بود. به ویژه برای ترکیه، پس از تغییر از جایگزینی واردات به یک استراتژی رشد صادرات در دهه 1980، همکاری خود با اتحادیه اروپا را تقویت کرد و وضعیت عرضه‌کننده را به دست آورد. در 1966 تأسیس یک توافق نامه سفارشی همه محدودیت‌ها را در مورد دسترسی به بازار اروپا، حذف کرد (Neidik & Gereffi, 2006). در اندونزی، سیات‌های صادرات‌گرا در میانه دهه 1980 اجرا شد، که به شرکت‌های پوشاک اجازه داد مزیت‌های ناشی از تغییرات رخ داده در بخش صنعتی را به دست آورند (Dicken & Hassler, 2000).



شکل 1: حجم صادرات 1992-2011. منبع: شرح نویسندگان بر داده های UN. نکته: حجم صادرات همه

صادرکنندگان بر روی محور افقی چپ سنجیده شد به جز حجم صادرات چین، که بر روی محور راست سنجیده شد. به عبارت دیگر، شکل 1 این ادعا را ثابت می کند که (Ferrarini, Alessandrini, Fattouh, Rajan, & Kumar, 2008; Kochhar, Kumar, Hasan, Gupta, 2011; & Scaramozzino, 2009 Sen, 2006; & Tokatlidis Subramanian, 2009) در هند اثر کلی کاهش تعرفه در صنایع کلان وابسته به مهارت بیشتر از صنایع وابسته به کارگر، موفق بود. این بخش قادر به فایده رساندن اصلاح یا استخراج ادغام در حال رشد با باقی جهان می باشد.

در نهایت، بازارهای صادرات اروپایی بسیار سریع تر با ATC برخورد کردند، علی رغم فرایند طولانی مدت 10 ساله (Pickles & Smith, 2011). در واقع، در سراسر دوره 1992-2011 میزان صادرات به طور کلی افزایش یافته است، اما سهام بازار افت داشته است، به غیر از سهام اسپانیا و آلمان که به ترتیب، یک پیشرفت اساسی و اندک را نشان می دهند، همانگونه که در جدول 2 نمایش داده شده است. مخصوصاً، جدول 2، برای هر اقتصاد نمونه آمارهای توصیفی برای متغیرهای مورد نظر را گزارش می دهد: حجم صادرات، سهام بازار و ارزش های واحد متوسط (AUVs)، در آغاز و پایان دوره زمانی همراه با ارزش متوسط آنها در طول دوره. به هر حال، جالبترین مورد ایتالیا

است، که سهام بازار آن در حجم بیشتر از نیم دوره است، در حالیکه سهام در ارزش (USD) نسبتاً بالا باقی می ماند. این به لطف افزایش معنادار در AUVS است، که تقریباً دوبرابر و سریعتر از دیگر اقتصاد ها می باشد.

2.2. مشخصات مدل

برای هر اقتصاد، ما یک داده پانل استاندارد تابع صادرات را به صورت زیر بررسی کردیم:

$$\ln X_{it} = \alpha_i + \beta_i \ln RP_{it} + \gamma_i \ln GDPW_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

که i و t به ترتیب، به کالا و سال اشاره دارند، با $i = 1, \dots, N$ و $t = 1, \dots, T$. X_{it} حجم صادرات سالانه برای هر 37 کالا می باشد؛ RP_{it} قیمت نسبی سالانه هر کالا است؛ $GDPW_t$ ، GDP سالانه جهانی در USD ثابت 2005 است، که برای هر بخش متقاطع یکسان می باشد. یک ویژگی ابداعی در بررسی ما این است که قیمت نسبی به عنوان نرخ بین ارزش واحد صادرات و هر اقتصاد انتخابی برای هر کالا، i در زمان t و ارزش واحد میانگین صادرات همه اقتصاد های مورد بررسی برای کالا و زمان یکسان، بدست آمد.

جدول 2 ضرایب توصیفی: حجم صادرات، سهام بازار و ارزش واحد متوسط، آغاز، پایان و میانه دوره

ارزش واحد متوسط سهام بازار (% از حجم صادرات) حجم صادرات (تن)

	1992	2011	میانگین	1992	2011	میانگین	1992	2011	میانگین
China	766,578	4,411,045	2,401,827	24.67	52.43	37.39	21.79	34.86	24.10
France	94,758	241,942	161,746	3.05	2.88	2.70	55.58	45.64	46.05
Germany	158,99	476,753	260,227	5.12	5.67	4.22	52.54	42.13	43.79
Hong Kong	836,787	600,745	881,465	26.93	7.14	16.60	23.97	40.79	27.96
India	119,73	494,487	257,506	3.85	5.88	4.27	25.97	29.63	26.48
Indonesia	193,199	504,879	358,149	6.22	6.00	6.07	16.38	15.93	12.99
Italy	238,211	251,866	293,345	7.67	2.99	5.42	51.40	92.31	58.15
Netherlands	83,144	212,011	137,225	2.68	2.52	2.93	32.51	41.20	28.43
Spain	23,194	213,990	94,751	0.75	2.54	1.45	30.53	42.85	35.91
Turkey	182,137	537,145	425,891	5.86	6.38	7.17	22.95	25.97	20.73
UK	112,924	194,793	160,879	3.63	2.32	2.91	32.40	34.04	29.42
USA	298,117	273,195	494,719	9.59	3.25	9.49	14.13	19.12	13.00

منبع: توضیح نویسندگان در مورد داده های WTO

ما معتقدیم که این سنجه مرتبط با قیمت واقعی بسیار بیشتر از سنجه مورد استفاده همیشگی مانند REERS مبتنی بر CPI و غیره می باشد. همه متغیرها به لوگاریتم طبیعی $\ln GDPWt$ و $\ln RPit$ و $\ln Xit$ منتقل شدند. ضریب β_i و γ_i به ترتیب کشش های درآمدی و قیمت صادرات هستند. قبلاً انتظار می رفت که منفی باشند و سپس انتظار می رفت مثبت شوند. α_i مقاطع برای هر کالا و α_{it} خطا هستند.

3. تحلیل علیت بین حجم صادرات، قیمت های نسبی و درآمد جهانی

3.1. آزمون پانل ریشه واحد

به عنوان گام اول، بررسی این موضوع ضروری است که هر متغیر مورد بررسی، ایستا است. به این منظور، این یک عمل عادی در ادبیات است که برای اجرای چندین آزمون پانل ریشه واحد، باتوجه به کاستی های هر آزمون جداگانه و باتوجه به اندازه نمونه و ویژگی های قدرت، صورت می گیرد. از این رو ما 3 آزمون پانل ریشه واحد را پیشنهاد می دهیم: آزمون های $Breitung$ (2000) و $Hadri$ (2000) که تجانس را در میان هر مقطع مفروض میداند و آزمون تازه ای که توسط $Pesaran$ (2007) توسعه یافته است. فرضیه صفر این آزمون ها این است که همه مجموعه ها شامل یک ریشه واحد می باشند، به جز آزمون $Hadri$ که فرضیه صفر آن این است که همه پانل ها ایستا می باشند. آزمون پانل ریشه واحد $Hadri$ به منظور اثبات یا رد نتیجه گیری های مبتنی بر فرضیه صفر غیرایستا اجرا شده است. بعلاوه، آزمون ریشه واحد $Pesaran$ بسیار قوی تر است زیرا در حضور وابستگی مقطعی در پانل های ناهمگون محاسبه می شود. همانطور که توسط $Pesaran$ مطرح شده است، این آزمون حتی در مورد نمونه های کوچکتر (مثلاً وقتی N و T مساوی با 10 هستند)، کاربرد دارد. نهایتاً، 2 مجموعه آزمون ریشه واحد زمان عمومی برای تعیین نظم همبستگی $GDPWt$ به کار گرفته شدند: آزمون های تکمیل شده $Dickey-Fuller$ (ADF) و $Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin$ (KPSS). این انتخاب توسط ماهیت این متغیر، که یک مجموعه زمانی برای هر مقطع یکسان است، توضیح داده شده است.

جدول های 3a-3c نتایج آزمون های ریشه واحد بالا را نشان می دهند. حجم صادرات ($\ln X_{it}$) برای همه اقتصاد ها (1) بود، به جز انگلستان که تنها استثنا در آزمون $Breitung$ محسوب می شود، که فرضیه صفر غیرایستایی را رد می کند. باتوجه به قیمت های نسبی ($\ln RP_{it}$) آزمون $Breitung$ ، ثبات را برای همه اقتصاد ها به غیر از چین و اندونزی نشان می دهد¹. به هر حال، هر 2 آزمون $Pesaran$ و $Hadri$ مدارکی را از غیرایستایی بودن برای هر 12 پانل صدرکنندگان، ارائه می دهند. به این دلایل، $\ln RP_{it}$ نیز باید 1 در نظر گرفته شود. نهایتاً، آزمون های مجموعه های زمانی ریشه واحد، غیرایستایی بودن GDP ($\ln GDP_{Wt}$) را همانگونه که انتظار می رفت، اثبات می کنند.

3.2. آزمون های انباشتگی پانل

باتوجه به بررسی وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی، آزمون انباشتگی ($Pedroni$ (1999) و Kao (1999) برای 12 پانل محاسبه شدند. هر دو آزمون براساس چارچوب آزمون انباشتگی 2 مرحله ای ($Engle-Granger$ (1987) می باشند. آزمون $Pedroni$ مبتنی بر وجود عدم تجانس میان مقاطع از نظر ضرایب جدایی و گرایش است. پس از بررسی فرمول (1)، ما ثبات باقی مانده ها را بررسی کردیم، که در فرضیه صفر انباشتگی در یک پانل نامتجانس، (1) خواهد بود. به این منظور، ($Pedroni$ (1999, 2000)، 2 نوع آزمون مبتنی بر باقیمانده ها را پیشنهاد می دهد: برای نوع اول، 4 آزمون (پانل-v، پانل-p، پانل-pp، پانل آماره های-ADF)؛ و برای نوع دوم، سه آزمون (گروه-p، گروه-pp و گروه آماره های-ADF) بر مبنای ادغام باقیمانده های رگرسیون در بین ابعاد پانل (آزمون های گروه) را پیشنهاد می دهد.

1 فرضیه صفر در سطح معناداری 10% درمورد آلمان رد نمی شود.

جدول 3a آماره های آزمون پانل ریشه واحد برای متغیرهای In Xit.

	Breitung	Hadri	Pesaran بدون جهت گیری	Pesaran با جهت گیری
China	6.74 (0.88)	63.89 (0.00)	-0.70 (0.24)	0.40 (0.65)
France	2.21 (0.99)	53.86 (0.00)	0.77 (0.78)	3.32 (1.00)
Germany	4.86 (1.00)	62.48 (0.00)	0.01 (0.50)	0.99 (0.84)
Hong Kong	1.39 (0.91)	49.09 (0.00)	3.69 (1.00)	0.89 (0.81)
India	2.85 (0.99)	42.19 (0.00)	-0.91 (0.18)	-0.92 (0.18)
Indonesia	-0.14 (0.44)	49.50 (0.00)	-0.54 (0.29)	0.34 (0.64)
Italy	0.24 (0.59)	36.43 (0.00)	2.90 (0.99)	3.08 (0.99)
Netherlands	1.02 (0.85)	43.12 (0.00)	0.07 (0.53)	0.41 (0.66)
Spain	7.62 (1.00)	63.24 (0.00)	-0.39 (0.35)	1.54 (0.94)
Turkey	3.62 (0.99)	43.72 (0.00)	0.69 (0.75)	2.71 (0.99)
UK	-2.54 (0.00)	32.47 (0.00)	-0.72 (0.24)	-0.42 (0.34)
USA	-1.08 (0.14)	42.52 (0.00)	1.04 (0.85)	1.98 (0.97)

منبع: محاسبه نویسنده در مورد داده های تجارت UN. نکته: آماره های -z، آماره های لامبا و بارهای استاندارد شده

، گزارش شدند برای آزمون های ریشه واحد (Breitung (2000), Hadri (2000) and Pesaran (2007) ،

به ترتیب؛ ارزش های -p؛ آزمون های Breitung و Hadri توسط مقاطع در معادله ها محاسبه شدند، در حالیکه

آزمون Pesaran توسط افزودن جهت گیری زمانی محاسبه شد؛ فرضیه صفر برای همه آزمون ها "پانل شامل ریشه

های واحد" می باشد به جز آزمون Hadri، که فرضیه صفر "همه پانل ها ثابت هستند" می باشد

جدول 3b آماره های آزمون پانل ریشه واحد برای متغیرهای RPit

	Breitung	Hadri	Pesaran بدون جهت گیری	Pesaran با جهت گیری
China	1.21 (0.89)	31.93 (0.00)	-0.87 (0.19)	-0.58 (0.28)
France	-2.61 (0.00)	36.35 (0.00)	-0.11 (0.46)	-0.58 (0.28)
Germany	-1.52 (0.06)	47.39 (0.00)	-0.24 (0.41)	-0.41 (0.34)
Hong Kong	-1.74 (0.04)	38.05 (0.00)	-0.36 (0.36)	-1.17 (0.12)
India	-3.34 (0.00)	36.02 (0.00)	0.86 (0.80)	1.62 (0.95)
Indonesia	-0.01 (0.49)	44.34 (0.00)	0.47 (0.68)	0.69 (0.76)
Italy	-5.10 (0.00)	23.72 (0.00)	-0.31 (0.38)	0.16 (0.56)
Netherlands	-3.81 (0.00)	38.09 (0.00)	-0.82 (0.20)	-0.84 (0.20)
Spain	-3.20 (0.00)	31.21 (0.00)	1.83 (0.97)	3.43 (1.00)
Turkey	-3.23 (0.00)	20.92 (0.00)	-0.25 (0.40)	0.19 (0.58)
UK	-6.49 (0.00)	21.43 (0.00)	-1.03 (0.15)	-0.34 (0.37)
USA	-3.51 (0.00)	30.58 (0.00)	-1.22 (0.11)	-0.07 (0.47)

منبع: محاسبه نویسنده در مورد داده های تجارت UN: جدول 3a را ببینید.

جدول 3c آزمون های ریشه واحد برای متغیرهای $\ln GDPWt$

ADF	KPSS
0.34 (0.97)	0.61 [0.46]

منبع: محاسبه نویسنده در مورد داده های تجارت UN. نکته: آماره های-t و آماره های LM برای آزمون های پانل ریشه واحد (ADF) Dickey-Fuller و Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) گزارش شدند؛ ارزش های-v و ارزش های انتقادی به ترتیب در پرائنز ها و گروه ها آورده شده اند؛ یک ارزش انتقادی از 0.46 در سطح معناداری 5٪ است؛ آزمون های ریشه واحد ADF و KPSS توسط حائل ها در معادلات آزمون ها محاسبه شدند؛ فرضیه صفر برای آزمون ADF " $\ln GDPWt$ یک ریشه واحد دارد " و برای آزمون KPSS " $\ln GDPWt$ ثابت است " می باشد.

در هر دو مورد، رابطه انباشتگی مفروض، به صورت جداگانه برای هر عضو پانل آزمایش شد و نتایج باقیمانده ها به منظور هدایت آزمون های پانل، ادغام شدند. در این مورد که 7 آماره به نتایج متفاوت نایل شدند، ما از عمل متداول در ادبیات استفاده کردیم (مانند Bottasso, Castagnetti, & Conti, 2013; Lee & Chang, 2008; Narayan, Smyth, & Prasad, 2007) با فرض اینکه اگر حداقل 4 آماره به انباشتگی منجر شوند، فرضیه صفر عدم انباشتگی رد شده است. بعلاوه، در این ارزیابی ما دریافتیم که آزمون های پانل-ADF و گروه-ADF برای نمونه های کوچکتر بهتر و قابل اعتمادتر از دیگر آزمون ها هستند (Pedroni, 1999).

آزمون Kao از یک رویکرد مشابه پیروی می کند اما ویژگی های خاص برای هر مقطع و ضرایب متجانس در مرحله اول را مجاز می داند، بنابراین بر عدم تجانس در α_i و وجود تجانس در $\beta_1 t$ و $\gamma_1 t$ و تمامی ضرایبی که به سمت صفر گرایش دارند، دلالت دارد.

جدول 4 نشان می دهد که هر دو آزمون Pedroni و Kao فرضیه صفر را درباره عدم انباشتگی در 8 کشور از میان 12 اقتصاد مورد بررسی، رد می کنند. برای 4 مورد باقیمانده، یک آزمون انباشتگی را تأیید می کند درحالیکه دیگری آن را رد می کند. به ویژه، همانطور که هنگ کنگ و ترکیه مورد توجه هستند، Pedroni نمی تواند فرضیه صفر عدم انباشتگی را رد کند، اما آزمون Kao می تواند. برعکس، در مورد هند و آلمان، آزمون Pedroni انباشتگی

را تأیید می کند، درحالیکه آزمون Kao خیر. به طور کلی، چون برای هر اقتصاد حداقل یک آزمون، انباشتگی را تأیید می کند، این موضوع درحضور رابطه بلندمدت بین متغیرها مفروض است.

3.3. آزمون پانل علیت گرنجر

باتوجه به وجود یک رابطه انباشتگی، گام بعدی تعیین جهت علیت بین متغیرهاست. به ویژه، چون ما به مطالعه کشش های درآمد و قیمت علاقمند هستیم، نیاز به یافتن مدارکی از علیت بلندمدت از قیمت ها و درآمد به حجم صادرات داریم. پانل علیت گرنجر براساس فرایند دومرحله ای علیت Engle-Granger آزمایش شد (Engle & Granger, 1987). ابتدا، ما برآوردکننده پانل گروه میانگین (MG) را اعمال کردیم که توسط Pesaran and Smith (1995) برای فرمول (1) ارائه شده است. برآوردکننده MG برای پانل های کلان T-متوسط، N-متوسط طراحی شده است، که میانگین را درباره 15 آزمایش زمانی/مقطعی تعدیل می کند. این بخشی از ادبیات زمانی (یا پانل غیرایستا) است که در حضور ریشه های واحد، وابستگی مقطعی و معیار نامتجانس به کار گرفته شده است. مرحله دوم، شامل ساخت یک مدل علیت گرنجر با همبستگی خطای پویا (Holtz-Eakin, Newey, & Rosen, 1988) می باشد. به این منظور، این مسئله برای ترکیب باقیمانده فرمول (1) در مدل همبستگی خطای پویا ضروری است:

$$\Delta \ln X_{it} = \alpha_i^X + \sum_{l=1}^p \theta_{il}^X \Delta \ln X_{i,t-l} + \sum_{m=1}^q \eta_{im}^X \Delta \ln RP_{i,t-m} + \sum_{n=1}^r \mu_{in}^X \Delta \ln GDPW_{t-n} + \omega_i^X ECT_{i,t-1} + u_{it} \quad (2a)$$

$$\Delta \ln RP_{it} = \alpha_i^{RP} + \sum_{l=1}^p \theta_{il}^{RP} \Delta \ln RP_{i,t-l} + \sum_{m=1}^q \eta_{im}^{RP} \Delta \ln X_{i,t-m} + \sum_{n=1}^r \mu_{in}^{RP} \Delta \ln GDPW_{t-n} + \omega_i^{RP} ECT_{i,t-1} + v_{it} \quad (2b)$$

$$\Delta \ln GDPW_t = \alpha_i^{GDPW} + \sum_{l=1}^p \theta_{il}^{GDPW} \Delta \ln GDPW_{t-l} + \sum_{m=1}^q \eta_{im}^{GDPW} \Delta \ln X_{i,t-m} + \sum_{n=1}^r \mu_{in}^{GDPW} \Delta \ln RP_{i,t-n} + \omega_i^{GDPW} ECT_{i,t-1} + \xi_{it} \quad (2c)$$

که $ECT_{i,t-1}$ باقیمانده ناشی از رابطه انباشتگی بلندمدت است در فرمول (1). پارامترهای θ ، η و μ در فرمول (2a) - (2c) ضرایب تنظیم کوتاه مدت هستند. به عبارت دیگر، معیار X_{it} سرعت تنظیم مدل به سنج بلندمدت را تأمین می کند. علامت X_{it} باتوجه به اطمینان تقارب، انتظار می رود منفی باشد.

اصطلاحات اختلالی itu ، itv و $it\xi$ با میانگین صفر همبسته نیستند. Δ اولین تفاوت متغیرها را نشان می‌دهد و p ، q و r طول تاخیر را، معمولاً توسط معیار اطلاعات Akaike یا Schwarz نشان می‌دهند. در این مقاله، معیار اطلاعات Schwarz، برای انتخاب طول تاخیر مناسب متغیرهای تبیینی، استفاده شد. تحلیل ما نشان می‌دهد که p ، q و r برابر با 1 هستند. بعلاوه، باتوجه به همبستگی ممکن بین متغیرهای اختلالی و اصطلاحات خطا، به منظور تخمین بدون جهتگیری فرمول (2a) - (2c)، به یک برآوردکننده متغیر ابزاری نیاز است.

روش بررسی بصورت گسترده در مطالعات مقایسه‌ای در زمینه‌های متفاوت پژوهشی مورد استفاده قرار گرفته است (Bashiri Behmiri&Manso, 2012; Costantini&Martini,2010;Jaunky,2012a,b) در سیستم

روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) توسط Arellano and Bover(1995) و Blundell and Bond(1998) مطرح شده است. پیرو Arellano et al.(1988), Holtz-Eakin و Bond (1991) یک برآوردکننده GMM توسعه یافت که وسیله تفاوت متغیرهایی است که با تمام تاخیرهای قابل دسترس در سطح، برون‌زا نیستند. Arellano و Bover (1995) نیز یک آزمون مناسب برای همبستگی را ارائه دادند که می‌تواند برخی از تاخیرهای غیرمعتبر را، تعیین کند. یک مشکل برآوردکننده Arellano - Bover این است که سطوح متأخر وسایل ضعیفی برای تفاوت‌های اولیه اضافه شده‌ی سیستم هستند، وسایل اضافی می‌توانند برای افزایش کارایی استفاده شوند. در این معادله، متغیرها در سطوح با وقفه‌های مناسب نسبت به تفاوت اولیه‌شان، آماده شده‌اند. ما از دستورالعمل‌های ارائه شده توسط Roodman (2006, 2009) به منظور ارزیابی اعتبار ابزارها و ابزار زیرمجموعه‌ها، پیروی کردیم مانند ارزش بالای p از آماره Hansen J (حداقل 0.25) و تفاوت در آماره Hansen. بعلاوه، ابزارهایی به خاطر گسترش ابزار محدود سقوط کردند. نهایتاً برای کنترل وابستگی مقطعی، مصنوعات زمانی در برآوردها در نظر گرفته شده‌اند.

جدول 4 آزمون پانل انباشتگی Kao و Pedroni

	China	France	Germany	Hong Kong	India	Indonesia	Italy	Netherlands	Spain	Turkey	UK	USA
Pedroni test												
Panel ν -statistic	-225.52 (1.00)	-292.31 (1.00)	-170.15 (1.00)	-233.59 (1.00)	-111.33 (1.00)	-74.01 (1.00)	-265.07 (1.00)	0.66 (0.25)	-40.92 (1.00)	-59.81 (1.00)	-368.05 (1.00)	-273.09 (0.06)
Panel ρ -statistic	-1.08 (0.14)	-0.68 (0.25)	-1.33 (0.09)	0.00 (0.50)	-0.11 (0.46)	-0.67 (0.25)	-1.04 (0.15)	-0.46 (0.32)	0.16 (0.56)	0.45 (0.67)	-0.29 (0.39)	-1.69 (0.04)
Panel pp -statistic	-2.92 (0.00)	-2.66 (0.00)	-2.09 (0.02)	-1.51 (0.06)	-1.62 (0.05)	-2.97 (0.00)	-4.15 (0.00)	-2.26 (0.01)	-2.45 (0.00)	-1.35 (0.09)	-2.03 (0.02)	-6.68 (0.00)
Panel adf -statistic	-4.96 (0.00)	-4.94 (0.00)	-1.55 (0.06)	-4.80 (0.00)	-2.30 (0.01)	-4.85 (0.00)	-3.36 (0.00)	-1.75 (0.04)	-2.84 (0.00)	-1.52 (0.06)	-3.75 (0.00)	-3.81 (0.00)
Group ρ -statistic	0.69 (0.75)	1.59 (0.94)	-1.23 (0.11)	2.21 (0.98)	1.24 (0.89)	1.58 (0.94)	0.62 (0.73)	1.32 (0.91)	1.48 (0.93)	2.55 (0.99)	0.49 (0.69)	0.18 (0.57)
Group pp -statistic	-2.69 (0.00)	-3.18 (0.00)	-6.59 (0.00)	-0.78 (0.22)	-2.06 (0.02)	-3.31 (0.00)	-4.08 (0.00)	-2.68 (0.00)	-2.54 (0.00)	-0.73 (0.23)	-3.31 (0.00)	-6.89 (0.00)
Group adf -statistic	-6.08 (0.00)	-6.89 (0.00)	-6.07 (0.00)	-4.47 (0.00)	-2.86 (0.00)	-3.98 (0.00)	-4.29 (0.00)	-2.04 (0.02)	-3.96 (0.00)	-1.64 (0.04)	-5.48 (0.00)	-3.31 (0.00)
Kao test												
ADF	-1.65 (0.05)	-4.11 (0.00)	-1.03 (0.15)	-1.77* (0.04)	-1.09* (0.14)	-2.36 (0.00)	-1.44* (0.07)	-3.21 (0.00)	-3.35 (0.00)	-5.43 (0.00)	-3.72 (0.00)	-3.82 (0.00)

منبع: محاسبه نویسنده بر داده های تجارت UN. نکته: آماره های پانل، آماره های درون-بعدي هستند درحاليکه آماره های گروه بين-بعدي می باشند؛ فرضیه صفر عدم انباشتگی است؛ ارزش های p در پارامترها؛ طول تأخیر انتخابی بر مبنای SIC که یک طول تأخیر ویژه را مساوی با 1 تعیین می کند؛ جهتگیری و حائل ها شامل: "بدون جهت گیری تعیین کننده" برای همه اقتصاد ها به جز هلند، اسپانیا و ترکیه به خاطر استفاده از "بدون جهت گیری یا حائل تعیین کننده".

جدول 5 آزمون های علیت گرنجر

		کوتاه مدت		بلند مدت ECT		علیت قوی		
		Dln X _{it}	Dln R _{pit}	Dln GDP _{Wt}	ECT/Dln X _{it}	ECT/Dln R _{pit}	ECT/Dln GDP _{Wt}	
China	Dln X _{it}	—	5.12**	0.02	10.51***	—	7.08***	5.76***
	Dln R _{pit}	1.09	—	0.27	0.80	0.84	—	0.53
France	Dln X _{it}	—	3.96*	1.77	7.02**	—	3.88**	3.71**
	Dln R _{pit}	4.51**	—	3.29*	4.10**	and.26	—	4.10**
Germany	Dln X _{it}	—	5.34**	4.76**	5.02**	—	3.02*	14.09***
	Dln R _{pit}	1.54	—	0.26	1.60	0.82	—	0.84
Hong Kong	Dln X _{it}	—	0.04	0.4	5.11**	—	and.82*	and.55*
	Dln R _{pit}	8.03***	—	1.22	3.93*	6.60***	—	5.51***
India	Dln X _{it}	—	0.02	8.06***	3.97*	—	3.03*	6.35***
	Dln R _{pit}	5.32**	—	8.31**	11.19***	5.61***	—	7.69***
Indonesia	Dln X _{it}	—	5.87**	1.02	22.87***	—	25.43**	13.28***
	Dln R _{pit}	1.00	—	3.87*	and.56	7.67***	—	1.96
Italy	Dln X _{it}	—	0.89**	0.5	30.25***	—	15.64**	15.39***
	Dln	and.00	—	0.16	0.36	1.45	—	0.21

	Rpit							
Netherlands	Dln Xit	—	0.34	0.47	4.08*	—	7.65***	and.63*
	Dln Rpit	1.57	—	0.42	0.83	3.03*	—	0.42
Spain	Dln Xit	—	7.73** *	0.17	10.94***	—	8.45***	11.54***
	Dln Rpit	6.08**	—	0.71	and.51	3.66**	—	1.29
Turkey	Dln Xit	—	1.65	1.07	16.41***	—	12.11** *	10.91***
	Dln Rpit	0.00	—	8.60***	0.20	0.12	—	15.59***
UK	Dln Xit	—	and.25	4.35**	26.21***	—	13.14** *	15.32***
	Dln Rpit	8.16***	—	and.49	and.48	4.67***	—	3.14*
USA	Dln Xit	—	6.91**	0.85	32.28***	—	16.17** *	16.16***
	Dln Rpit	1.57	—	3.68*	0.23	0.82	—	and.40

منبع: محاسبه‌شده بر داده‌های تجارت UN. [***] [**] معناداری در هر سطح [1] (5)10 را تعیین می‌کند.

در راستای ادبیات نظری، 3 سطح علیت از طریق میانگین آزمون Wald مطالعه شد: علیت کوتاه مدت، بلندمدت و

قوی. باتوجه به معادله اول (2a)، "آزمون علیت کوتاه مدت گرنجر" اعتبار فرضیه صفر را بررسی می‌کند

کند $H_0: \eta_{im}^x = 0$ و $H_0: \mu_{in}^x = 0$ برای همه i, m, n . "آزمون علیت بلند مدت گرنجر"، معناداری ضریب

ECT را بررسی می‌کند: در این مورد، فرضیه‌های صفر $H_0: \omega_i^x = 0$ و $H_0: \omega_i^x = \eta_{im}^x = 0$

μ_{im}^x مشترکاً برای همه مقاطع است. فرضیه‌های صفر مشابه برای فرمولهای (2b) و (2c) آزمایش شدند.

جدول 5 نتایج آزمون‌های Wald بر روی ضرایب را گزارش می‌دهد. مدرکی از علیت بلند مدت از قیمت‌های

نسبی و درآمد‌های جهانی برای همه اقتصادها در نمونه وجود دارد. برعکس، علیت بلند مدت گرنجر از حجم‌ها و

درآمد به قیمت‌های نسبی تنها برای فرانسه، هنگ‌کنگ و هلند تایید می‌شود. نتایج علیت کوتاه مدت از قیمت

های نسبی به حجم برای چین، فرانسه، آلمان، اندونزی، ایتالیا، اسپانیا و ایالات متحده آمریکا پیدا شده است. حجم‌ها

برای قیمت‌های نسبی علیت گرنجر در کوتاه مدت، برای فرانسه، اسپانیا و ایالات متحده آمریکا پیدا شده است. حجم

های علیت گرنجر در فرانسه، هند، اندونزی، ترکیه و ایالات متحده آمریکا پیدا شد.

نهایتاً ما آماره F Wald را برای اصطلاحات تعاملی ارائه دادیم، مانند ECT و متغیرهای تبیینی، که دلالتی بر متغیرهایی هستند که باز تنظیم کوتاه مدت را تحمل می کنند، به منظور برقراری مجدد سنجه بلندمدت، باتوجه به شوک وارد بر سیستم (Asafu-Adjaye, 2000). همانطور که برای معادله (2a)، هر دو قیمت های نسبی و درآمد های جهانی، در تنظیم مجدد سنجه برای همه ملت ها، به صورت معناداری علی هستند. هم چنین برای فرمول (2b)، نتایج برای علیت قوی ترکیب شدند. هیچ مدرکی از علیت برای چین، آلمان، ایتالیا و ایالات متحد امریکا پیدا نشد؛ هر دو متغیرها برای تنظیم درباره هنگ کنگ، هند و انگلستان مسئول هستند؛ درآمد جهانی تنها متغیر معنادار برای فرانسه و ترکیه است؛ قیمت های نسبی بار تنظیم مجدد کوتاه مدت در اندونزی، هلند و اسپانیا را تحمل می کنند.

بنابراین تحلیل ما قیمت های نسبی (lnRPit) و درآمد های جهانی (lnGDpt) حجم صادرات علت گرنجر در بلندمدت (ln Xit)، که در افق زمانی به آن علاقمند هستیم را تأیید می کند. بنابراین ما می توانیم اقدام به مقایسه کشش قیمت و درآمد بلندمدت برآورد شده از 12 صادرکننده برتر نمونه، نماییم.

4. کشش های صادرات بلندمدت و ثبات آنها در طول زمان

4.1. تخمین کشش های صادرات بلندمدت

به این دلیل که جهت علیت از قیمت ها و درآمد به حجم صادرات ایجاد شده است، ما با بحث از نتایج برآورد فرمول (1) ادامه می دهیم. علاقه ما به ضرایب β_i و γ_i که قیمت صادرات و کشش درآمد برای هر اقتصاد را تعیین می کنند، می باشد. شکل های گزارش شده در جدول 6، میانگین های وزنی ضرایب برآورد شده در میان گروه ها هستند. همه معیارها به صورت آماری، در سطح 1٪ تا 5٪ معنادار هستند، به غیر از کشش قیمت برای اندونزی و کشش درآمد برای انگلستان.

باتوجه به کشش قیمت ها، به نظر می رسد آنها مستقل از AUVs، سهام بازار و توسعه یک اقتصاد، خواه توسعه یافته باشد یا نوظهور، می باشند. بیشتر ارزش ها در دامنه (-0.63، -0.84) هستند به غیر از ایالات متحد امریکا، که بالاترین کشش (-1.23) و ترکیه و اسپانیا که پائین ترین کشش (به ترتیب -0.36، -0.41) را دارا می باشند. باتوجه به کشش درآمدی (جدول 6)، چین و اسپانیا بالاترین ارزش ها (2.87 و 3.31) را با تأیید نرخ های رشد بالا که توسط صادرکنندگان پوشاک آنها در طول دو دهه، ثبت شده است، نشان می دهند. هند، ترکیه، اندونزی، آلمان و فرانسه ضریب برآورد شده بالای 1 (تنها کمی برای فرانسه) را نشان می دهند، به این معنا که صادرکنندگان پوشاک آنها سریعتر از درآمد جهانی رشد کرده اند. هلند و به ویژه ایتالیا جهت گیری های متضادی را نشان می دهند. نهایتاً هنگ کنگ و ایالات متحد امریکا، کشش های درآمدی منفی را به عنوان نتیجه از اطر سقوط بزرگ در حجم صادرات پوشاک شان، نشان می دهند، احتمالاً به خاطر تغییر در تخصص این کشورها به سمت کالاها و خدمات با تکنولوژی بالا و همچنین نقش در حال تغییر آنها در زنجیره عرضه جهانی.

این نتایج می توانند به علت این واقعیت باشند که برآوردکننده MG همان وزنی را برای همه کالاها می دهد که مستقل از وزن حجم تجارت آنها می باشد. به همین دلیل، ضرایب وزنی برای کشش های درآمد و قیمت برای استفاده به عنوان وزن متوسط سهام برای حجم صادرات هر کالا، بیش از ارزش کل صادرات پوشاک، محاسبه شدند. نتایج در جدول 7 نشان داده شده است.

این واضح است که ضرایب جدید به صورت معناداری از ضرایب قبلی متفاوت نیستند، اگرچه کشش قیمت چین و هنگ کنگ به 1 نزدیکتر است.

4.2. ثبات کشش های صادرات

ما اکنون به بررسی ثبات کشش های درآمد و قیمت در زمان مورد نظر می پردازیم. رگرسیون های غلتان به طور گسترده در مقالات تجربی در مورد تجارت سنتی، استفاده شده اند مخصوصاً زمانی که اقتصاد هایی مانند نمونه مورد مطالعه ما، تغییرات عمیق ساختاری داشته باشند، مانند خصوصی سازی در بخش صادرات، آزادسازی تجارت و

افزایش سهم صادرات همراه با کشش های تجاری نسبتاً بالا (ببینید Aziz & Li, 2008; Basile, de Nardis, & Girardi, 2009). تکنیک معمولاً برای بررسی ثبات روابط بلندمدت بین متغیرهای سود اعمال می شود. اگر پارامترهای غلتان مورد بررسی همراه با برآوردهای بلندمدت در جدول 6 ثابت شوند، روابط بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی تأیید می شوند. در غیر اینصورت، با نتایج باید با احتیاط برخورد شود و به سیاست گذاران توصیه می شود توجه بیشتری به معیارهای پویایی پنجره غلتان نشان دهند، زمانی که پاسخ اقتصاد هایشان به شوک های خارجی یا طراحی استراتژی های صنعتی، بررسی می شود. از این منظر، کشش های دوره غلتان با استفاده از فرمول (1) محاسبه شدند و باتوجه به 12 پنجره متفاوت، از دوره زمانی 1992-2011 و 2003-2011 آغاز شد ($T=9$ در هر یک از آنها).

رگرسیون های ما تعیین کردند که کشش های درآمدی در اقتصاد های نمونه، به سختی ثابت می مانند (شکل 2). آنها به طور کلی یک گرایش افزایش افزاینده را نشان دادند که برای هند و اندونزی از اواخر دهه 1990 و برای ایالات متحد امریکا از اوایل دهه 1990 آغاز شد. چین بالاترین کشش درآمدی را در نمونه ما (حدود 2.6) نشان می دهد. توجه به این موضوع اهمیت دارد که در این مورد دوره اول مورد بررسی قرار گرفته است، به منظور برآورد توسعه یافته در 1992-2006، زیرا کشش های غلتان در پنجره هفتم معنادار نیستند. تنها کشورهایی که در کشش های درآمدی جهتگیری افزایشی داشتند، آلمان و هلند می باشند.

باتوجه به کشش های قیمت (شکل 3)، برآورد های غلتان، ثبات پارامترهای بلندمدت گزارش شده در جدول 6 را نشان می دهد، به غیر از صادرکنندگان آسیایی (چین، هنگ کنگ، هند و ترکیه). این نتیجه به خصوص، این اقتصاد ها را در 12 سال آخر توصیف می کند (Aziz & Li, 2008).

به ویژه، همانطور که در جدول 6 نشان داده شد، در حالیکه کشش های بلندمدت در راستای اقتصاد های توسعه یافته می باشند، برآوردهای پنجره غلتان آخر ضرایب بسیار بالاتری را نشان می دهند، در شرایط مطلق حدود 2.5، 1.6 و 1.2 به ترتیب برای چین، هند و هنگ کنگ. اگرچه به خاطر پنجره های زمانی کوتاه مورد بررسی، با این نتایج باید با احتیاط رفتار شود، آنها نشان می دهند که اقتصاد های توصیف شده توسط AUV های پایین-متوسط

می توانند یک کشش قیمت صادرات بالا را نشان دهند (برای جزئیات بیشتر درباره AUV به جدول 2 مراجعه کنید). در واقع، اگر فرض کنیم که AUV ها، نماینده خوبی برای قیمت هستند و اینکه قیمت ها نماینده خوبی برای کیفیت هستند، اقتصادی که کالاهای با کیفیت بالا را تولید می کند، باید قادر به تنظیم قیمت های صادرات بالاتر و سود بیشتر یک کشش تقاضای خارجی باشد. در شرایطی که رقابت بالایی در بازار جهانی وجود دارد، کشش قیمت صادرات اقتصادی هایی که کالاهای با قیمت و کیفیت بالاتر تولید می کنند، باید پائین تر از اقتصاد هایی باشد که کالاهایی با قیمت و کیفیت پائین تر تولید می کنند. بنابراین، ما باید یک رابطه معکوس میان کشش های قیمت صادرات و قیمت های صادرات در اقتصاد های نمونه مورد بررسی مشاهده کنیم (Baiardi, Bianchi,&Lorenzini, 2015). هم چنین توجه به این موضوع ارزشمند است که افزایش در کشش قیمت در همان دوره ای رخ می دهد که تغییرات اساسی در سیاست گذاری تجارت رخ می دهد. این به آن معناست که آزادسازی احتمالاً در ایجاد تقاضای جهانی پاسخگوتر نسبت به قیمت های نسبی، به ویژه برای اقتصاد هایی که صادرکننده کالاهایی با قیمت پایین/متوسط هستند، مشارکت داشته است.

جدول 6 تخمین های بلندمدت از فرمول (1)

	China	France	Germany	Hong Kong	India	Indonesia	Italy	Netherlands	Spain	Turkey	UK	USA
$\ln RP_{it}$	-0.83*** (0.17)	-0.66*** (0.08)	-0.71*** (0.08)	-0.84*** (0.17)	-0.63*** (0.14)	-0.17 (0.10)	-0.76*** (0.12)	-0.79*** (0.11)	-0.41*** (0.13)	-0.36** (0.15)	-0.85*** (0.07)	-1.23*** (0.18)
$\ln GDPW_{it}$	2.87*** (0.28)	1.06*** (0.17)	1.33*** (0.25)	-0.60** (0.27)	1.71*** (0.25)	1.41*** (0.25)	0.65*** (0.15)	0.93*** (0.25)	3.31*** (0.32)	1.52*** (0.25)	0.21 (0.16)	-1.26*** (0.31)
Constant	-13.16*** (3.02)	3.83** (1.76)	1.30 (2.63)	22.67*** (2.86)	-3.53 (2.69)	0.29 (2.72)	8.89*** (1.64)	-4.69* (2.65)	-20.96*** (3.37)	-0.99 (2.74)	12.71*** (1.70)	28.18*** (3.28)

منبع: محاسبه نویسنده بر داده های تجاری UN. نکته: خطاهای استاندارد در پرانتزها؛ [***] (***) معناداری در

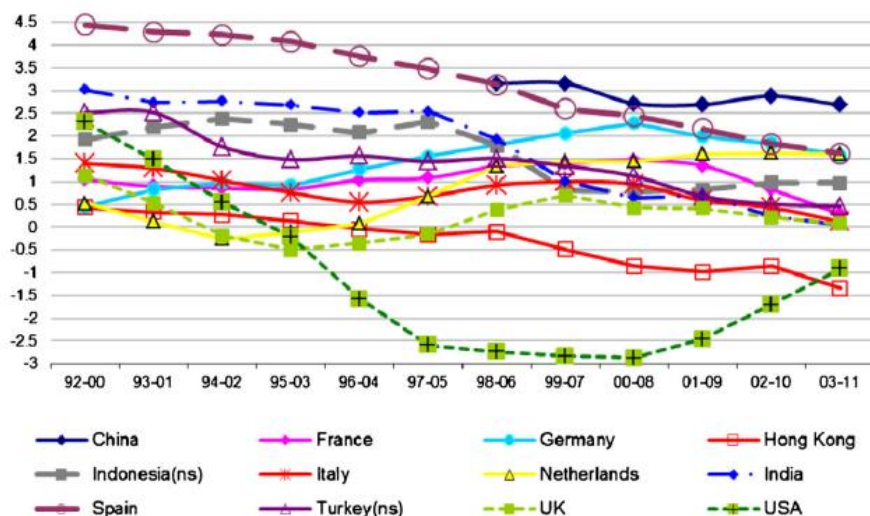
هر سطح [1] (5) 10 را نشان می دهند.

جدول 7 تخمین های وزن شده بلندمدت از فرمول (1)

	China	France	Germany	Hong Kong	India	Indonesia	Italy	Netherlands	Spain	Turkey	UK	USA
$\ln RP_{it}$	-0.92*** (0.16)	-0.73*** (0.09)	-0.75*** (0.08)	-0.96*** (0.13)	-0.62*** (0.14)	-0.14 (0.11)	-0.74*** (0.12)	-0.72*** (0.13)	-0.43*** (0.14)	-0.39** (0.15)	-0.87*** (0.05)	-1.25*** (0.18)
$\ln GDPW_{it}$	2.69*** (0.30)	0.91** (0.17)	1.24*** (0.27)	-0.50* (0.27)	1.68*** (0.25)	1.36*** (0.24)	0.64*** (0.15)	0.86*** (0.27)	3.48*** (0.34)	1.53*** (0.25)	0.06 (0.15)	-1.32** (0.31)

منبع: محاسبه نویسنده بر داده های تجاری UN. نکته: خطاهای استاندارد در پرانتزها؛ [***] (***) معناداری در

هر سطح [1] (5) 10 را نشان می دهند.

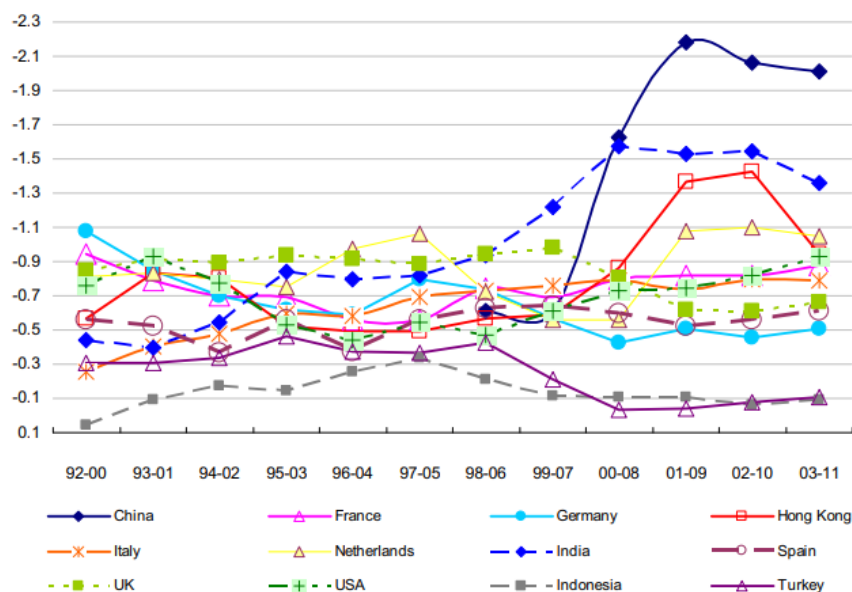


شکل 2. کشش های درآمدی برآورد شده از رگرسیون های غلتان. منبع: محاسبه نویسنده بر داده های تجاری UN.

نکته: باتوجه به چین، اولین دوره مورد بررسی برای مطالعه در 1992-2006 توسعه یافته است که کشش های

قیمت دوره غلتان تا دوره هفتم معنادار نیستند.

به عبارت دیگر، اقتصاد های با قیمت پائین/ متوسط کشش های ثابت را تحت شرایط مطلق نشان می دهند. فرایند آزادسازی به نظر می رسد، تأثیری بر روی کشش های قیمت نداشته باشد. این احتمالاً به خاطر این نکته است که این اقتصاد ها با کالاهای باکیفیت بالا، توصیف شده اند و در AUV های بالا منعکس می شوند. این موضوع دلالت دارد بر این موضوع که، تقاضای جهانی کشش بالا، کمتر از تغییرات قیمت تأثیر پذیرفته اند. بعلاوه، کشش اسپانیا پائین ترین است در کل گروه در کل دوره، و اسپانیا تنها کشوری است که در گروه قیمت متوسط/بالا برای ثبت یک رشد در بازار سهام در هر دو مورد حجم و ارزش، قرار دارد. این مسئله نشان می دهد که خروج از افزایش رقابت، مبتنی بر ارتقا در کیفیت و اعتبار است. اندونزی و ترکیه، برخلاف انتظارات، ویژگی کمتر مبهمی را از داشتن کشش های پایین در نمونه نشان دادند، علی رقم قرار داشتن در گروه کشورهای با قیمت پایین. بعلاوه، بررسی این ویژگی ها نیز ارزشمند به نظر می رسد.



شکل 3. کشش های قیمت برآورد شده از رگرسیون های غلتان. منبع: محاسبه نویسنده بر داده های تجاری UN. نکته: باتوجه به چین، اولین دوره مورد بررسی برای مطالعه در 2006-1992 توسعه یافته است که کشش های قیمت دوره غلتان تا دوره هفتم معنادار نیستند.

5. کشش های قیمت، AUV، عملکرد صادرات و دیدگاه ها

ملاحظات مختلفی برای اقتصاد های متفاوت باتوجه به مشخصات، عملکرد و چشم اندازهای صادرکنندگان و تولیدات پوشاک، اعمال می شود. اول، چین بالاترین کشش قیمت را که بیش از 3 برابر در زبردوره های اخیر است، نشان داد و دومین کشش درآمدی بالا پس از اسپانیا می باشد. کشش درآمدی بالا تداوم رقابت شدید در میان صادرکنندگان پوشاک را تعیین می کند، اما افزایش بالا در کشش قیمت نشان دهنده تغییرات کوچکی است، که در قیمت های نسبی می تواند اثر بزرگی بر حجم صادرات داشته باشد. باتوجه به دیگر صادرکنندگان پوشاک آسیایی، کشش های قیمت هند و هنگ کنگ، نیز همان جهتگیری را نشان می دهند، گرچه کمتر بیان شده است اما برخلاف چین افزایش این دو کشور، با سقوط بزرگ کشش های درآمدی و سهام بازار همراه بوده است. به طور خاص، توجه به این نکته ارزشمند است که، در اواخر قرن اخیر، هنگ کنگ سازمان صنعتی خود را از تولید مستقیم به مرکزی برای

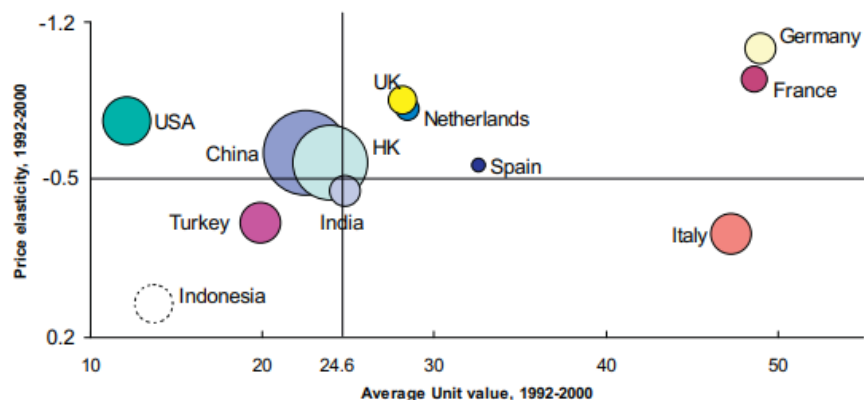
تجارت منطقه ای، تغییر داد (Van Grunsven & Smakman, 2001). در مورد هند، نیز این احتمال وجود دارد وضعیت این کشور نتیجه یک تغییر ساختاری در تولید به سمت دیگر بخش ها باشد. بعلاوه، اندونزی و ترکیه، برخلاف پیش بینی ها، ویژگی های مبهمی را نشان می دهند، آنها پایین ترین کشش ها را در نمونه داشتند، باوجود اینکه کشورهایی با قیمت پائین بودند. توضیحات احتمالی در این مورد در ادبیات، مربوط به کیفیت و زمان برای ترکیه (Neidik & Gereffi, 2006; Tokatli & Kızılgün, 2009) و نیروی کار ارزان اما باتجربه و ارتقای صنعتی تولید به سمت تولیدات با ارزش بالا، برای اندونزی می باشد (Hassler, 2004).

این موضوع برای اقتصاد های پیشرفته در نمونه ما، متفاوت است. ایالات متحد آمریکا (Bair & Gereffi, 2003; Evans & Smith, 2006) و کشورهای اروپایی (Gibbon, 2002; Palpacuer, 2006) بصورت جدی تحت تأثیر تغییرات در تقسیم کار بین المللی قرار گرفته است. اکنون جهانی شدن به این معناست که توزیع اساساً توسط شرکت های مستقر در اقتصاد های پیشرفته انجام می گیرد (Gereffi, 1999)، جایی که خرده فروشان برندها کنترل مستقیم خود را بر طراحی، ارزیابی و فعالیت های مرتبط حفظ می کنند و استانداردهای تولید را برای کارخانه ها در اقتصاد های کمتر توسعه یافته، می سازند (Gereffi, 1999). هم چنین اقتصاد های پیشرفته، کاهش ثابتی را در استخدام نیروی کار و ارزش افزوده در صنعت پوشاک، نشان دادند که سهم قابل ملاحظه ای از حجم صادرات را توسط فرایند تجارت یا صادرات مجدد، به خود اختصاص داده اند. به هر حال، این موضوع در آمارهای رسمی محاسبه نمی شود.

این پدیده ممکن است فرایند تقارب بین AUV های آسیایی و اروپایی برجسته شده در شکل 4 و 5 را توضیح دهد، که برای هر اقتصاد نمونه، پویایی های ترکیب AUV (محور افقی) و کشش قیمت (محور عمودی) را در زيردوره های اصلی و نهایی 1992-2000 و 2003-2011 نشان می دهند. انتخاب این دو پنجره زمانی با توجه به تغییرات اقتصادی زیاد در صنعت پوشاک که در بخش 2 ذکر شده است، معنادار می باشد. اندازه دایره ها سهم بازار را در حجم هر صادرکننده منعکس می کند. نمودارها، توسط میانگین AUV به 4 ربع تقسیم شده اند، بر روی محور افقی و میانگین کشش بر روی محور عمودی قرار دارند. بدیهی است، خطوط تقسیم در گذر زمان تغییر می

کنند؛ این مسئله به ویژه مرتبط با کشش های قیمت است که به مقدار میانگین، در زيردوره اخير، دوبرابر می شود. این نتیجه اساساً به جهت رفتار کشش های اقتصاد های با قیمت متوسط است و مخصوصاً مرتبط با چین و هند، که در بالا ذکر شد.

شکل 4 و 5 به صورت واضح، نشان می دهند که برخی از کشورها در نمونه (آلمان و اسپانیا)، نسبت به دیگران (فرانسه، هند و انگلستان)، در نقش جدیدشان به عنوان قطب های صادرات، از نظر قیمت و درآمد و سهم بازار، بهتر عمل کردند. مخصوصاً آلمان و فرانسه، بالاترین AUVs را در اولین زيردوره، نشان دادند اما برخلاف انتظار، قیمت صادرات شان در سالهای اخير کاهش داشت. ضمناً کشش های قیمت آنها، به طور معناداری سقوط کرد، به دلیل تغییر موقعیت شان از ربع بالای راست به پائین راست. انگلستان، به دلیل کاهش در کشش قیمت، از بالاترین به پائین ترین ربع راست حرکت کرد. جهت گیری مشابهی نیز مربوط به اسپانیا می باشد. ایتالیا نیز استحقاق توجه ویژه است، زیرا تنها کشور پیشرفته اروپایی است که با وجود آمار و ارقام استخدام و ارزش افزوده بسیار بالاتر نسبت به رقبای قاره ای خود، نقش قوی پوشاک در تولید صنعتی خود را حفظ نموده است. در شکل 4 و 5، ایتالیا در ربع بالاتر AUVs قرار دارد و تقاضای صادرات بیشتر در هر دو زيردوره، و هم چنین متفاوت بودن نسبت به دیگر صادرکنندگان، افزایش معناداری را در AUVs در همان دوره داشته است. در واقع، ایتالیا یک AUV را از 92 USD در سال 2011 ثبت کرد، که بیشتر از دوبرابر فرانسه است، کشوری با دومین AUV بالا در نمونه. به هر حال، این ویژگی، با سقوط بزرگ در کشش درآمدی برآورد شده و افزایش در کشش قیمت همراه است.



شکل 5. موقعیت اقتصاد های مختلف از نظر AUVs و کشش های قیمت؛ دوره زمانی 2003-2011.

منبع: محاسبه نویسنده بر داده های تجاری UN. نکته: کشش های قیمت برای دوره غلتان 2003-2011 برآورد شدند. اندازه دایره ها با توجه به میانگین سهام بازار در حجم هایی برای همان دوره می باشد. کشش های قیمت برای اندونزی و ترکیه در زیردوره مورد بررسی، معنادار نمی باشند.

دلایل مختلفی برای قیمت بالای تولیدات ایتالیا وجود دارد. از یک طرف، می تواند نشانه ای از ارتقای کیفیت از طریق فرایند انتخاب اساسی در صنعت پوشاک باشد که تنها شرکت های high-end نجات می یابند (برای جزئیات بیشتر، Lissovolik, 2008). از طرف دیگر، می تواند نشانه دهنده یک زیان در رقابت پذیری با خاطر هزینه های بالای ورودی در بخش تولید باشد، و منجر به جذب دشوار کالاهای با قیمت بالا توسط بازارهای بین المللی در بخش تقاضا گردد. با وجود نگرانی کاهش ثابت در سهم صادرات ایتالیا، 2 عنصر سزاوار توجه هستند. ابتدا، این حقیقت که سهم بازار این کشور در ارزش ها، اگرچه در طی 12 سال به نصف رسیده است، هنوز بالا است و پس از چین و هنگ کنگ در رتبه سوم قرار دارد. دوم، مدارک نشان می دهند که تقاضا برای کالاهای ایتالیایی همچنان کشش دارد (برای مثال یک کشش قیمت زیر 1 در ارزش مطلق). درواقع، این مسئله امکان پذیر است که یک فرایند تنظیم اکنون، در حال وقوع است، که به موجب آن ایتالیا در بخش کالاهای تجملی قرار می گیرد، که اشتیاقی در بازار برای پرداختن به کالاهای باکیفیت و قیمت بالا، وجود دارد. نهایتاً همانطور که در مقاله Berthou and Emlinger (2010) ذکر شده است، توجه به این نکته ارزشمند است که کالاهای باکیفیت بالا، مانند کالاهای ایتالیایی، به ویژه مستعد سقوط در واردات خارجی در طول دوره رکود کسب و کار هستند، در نتیجه تغییری که در اولویت مشتری نسبت به کالاهای باکیفیت پائین رخ می دهد. این توضیح برای تجربه ایتالیا در دهه اخیر امکان پذیر است، زمانی که به عنوان نتیجه بحران طولانی و عمیق مالی، تولیدات آلمان و اسپانیا، با ارزش پایین تر مشخص می شوند، و جایگزین برخی کالاهای ایتالیایی در بازارهای بین المللی شده اند. این توضیح هم چنین در مورد برآورد ما از پویایی های کشش درآمدی صادرات، نیز صادق است که افزایش زیادی را برای ایتالیا در زیردوره اخیر، نشان می دهد. یک کاهش مشابه نیز می تواند برای انگلستان و فرانسه، دیده شود، در تضاد با افزایش اندک ثبت شده توسط هلند و ارزش های بالای نمایش داده شده توسط آلمان و اسپانیا. کشش درآمدی پائین ایتالیا می تواند به دلیل این حقیقت

باشد که، صادرکنندگان اساساً به سمت اقتصاد های با رشد آهسته ، با تاکید بر این پدیده در سالهای اخیر، تمایل دارند.

6. نتیجه گیری

در این مقاله به بررسی کشش های درآمد و قیمت در 12 صادرکننده برتر صنعت پوشاک پرداختیم، که داده هایشان برای یک دوره 20 ساله، از 1992-2011 قابل دسترس بود.

ابتدا به بررسی این موضوع پرداختیم که آیا متغیرهای سود در برآوردهای ما شامل یک ریشه واحد و انباشته هستند. دوم، ما الگوی علیت را توسط میانگین های فرایند پانل Engle-Granger تعیین کردیم. پس از اینکه حجم های صادرات علیت گرنجر قیمت و درآمد برای همه اقتصاد ها ثابت شد، تابع کشش صادرات توسط میانگین های رویکرد داده پانل بررسی شد. ما دریافتیم که بیشتر اقتصادها کشش قیمت بلندمدت مشابهی را نشان می دهند، اما کشش های درآمدی آنها به طور قابل توجهی متفاوت است. درواقع، کشش های درآمدی برای چین و اسپانیا بسیار بالا هستند (حدود 3)، و بالای یک برای هند، ترکیه، اندونزی، آلمان و نزدیک به 1 برای فرانسه می باشند، با توجه به ثبات کشش ها در گذر زمان، به جز برخی صادرکنندگان بزرگ آسیایی مانند چین، هند و هنگ کنگ. این یافته ها در راستای تغییرات اساسی اقتصادی و نهادی است که در این اقتصاد ها در طی 12 سال اخیر رخ داده است.

مطالعات مختلفی برای صادرکنندگان پوشاک با توجه به خصوصیات و چشم اندازهای فروش خارجی آنها، انجام شده است. به هر حال، 2 گروه اصلی اقتصاد ها می توانند تعیین کننده باشند. از یک طرف، AUVs پائین / متوسط صادرکنندگان آسیایی، مانند چین، هند، هنگ کنگ و ترکیه، کشش قیمت غیرثابت صادرات را نشان می دهند. این غیرایستایی می تواند تا حدودی به آزادسازی تجارت جهانی و سیستم سهمیه بندی تحت نظارت وزارت امور خارجه (MFA) مربوط باشد. همانطور که در بخش 2 ذکر شد، آزادسازی تجارت از دهه 1990 تا اوایل دهه 2000 بازار اقتصاد های پیشرفته را به روی صادرات اقتصاد های نوظهور باز کرد. درواقع، این مسئله دقیقاً در اواخر قرن بیستم بود که

کشش قیمت صادرات برای چین، هند و هنگ کنگ افزایش یافت. بنابراین آزادسازی بازارها به اقتصاد های با کشش قیمت صادرات بالا، اجازه داد تا سهمی از بازار را به دست آورند.

از طرف دیگر، به نظر می رسد آزادسازی اثر معناداری بر کشش قیمت صادرات باقی صادرکنندگان نداشته باشد. این احتمالاً به خاطر این مسئله است که مدل تخصصی سازی آنها بیشتر بر مبنای اعتبار است تا رقابت قیمتی. بعلاوه، تغییرات اخیر در تقسیم کار بین المللی به سمت یک تغییر از تولید پوشاک در اقتصاد های در حال توسعه و کاهش متناظر در استخدام و ارزش افزوده در اقتصاد های توسعه یافته، رهنمون می شود. اگرچه این موضوع توسط آمارهای رسمی مورد توجه قرار نگرفته است، سهم قابل ملاحظه ای از حجم صادرات اقتصاد های توسعه یافته می تواند به عنوان فرایند تجارت یا صادرات مجدد، تقسیم بندی شود. در میان ملتهای پیشرفته، ایتالیا تنها صادرکننده ای است که نقش قوی برای پوشاک در تولید صنعتی، با بالاترین AUVs در نمونه (USD 92 در سال 2011، که بیشتر از دوبرابر فرانسه، دومین صادرکننده با بالاترین AUV) حفظ کرده است. دلایل مختلفی برای قیمت بالای ایتالیا وجود دارد. از یک طرف، می تواند نشانه ای از ارتقای کیفیت باشد (Lissovolik, 2008)، با اتخاذ فرایند انتخابی در صنعت پوشاک که تنها شرکت های high-end باقی می ماندند. از طرف دیگر، میتواند نشان دهنده زیان در رقابت به دلیل هزینه های بالای ورودی در بخش تولید و جذب دشوار کالاهای با قیمت بالا از طرف بازار بین المللی در بخش تقاضا، باشد.

در مجموع، تحلیل ما پیشنهاد می کند که اقتصاد های پیشرفته، مانند هنگ کنگ، به جز ایتالیا، که در بخش کالاهای تجملی قرار می گیرد، نقش خود را در زنجیره ارزش جهانی پوشاک تغییر داده اند و به سمت موقعیت "سازمانی" حرکت کرده اند، که به موجب آن تولید صنعتی در جای دیگر قرار می گیرد و اقتصاد ها به قطب صادرات تبدیل می شوند. در آسیا، نیز چین موقعیت پیشتاز خود را در صادرات پوشاک تثبیت می کند، همانطور که کشش بالای درآمدی آن نشان داد. نهایتاً، ما عدم ثبات کشش های قیمت را همراه با تمایل روزافزون آنها برای برخی صادرکنندگان پوشاک آسیایی، روشن ساختیم، که به نظر می رسد هشدار برای چشم اندازهای آینده است.

جدول A1 و A2

جدول A1 سهم صادرکنندگان پوشاک در کل صادرکنندگان تجاری، اقتصاد های منتخب و جهانی، درصدهای آغاز

و پایان دوره

	World	China	France	Germany	Hong Kong	India	Indonesia	Italy	Netherlands	Spain	Turkey	UK	USA
1992	3.68	19.67	2.27	1.94	16.77	15.02	9.32	6.86	1.93	1.10	28.40	1.92	0.94
2011	2.34	8.10	1.90	1.36	5.38	4.86	3.95	4.44	1.65	3.07	10.34	1.40	0.35

منبع: محاسبه نویسنده بر داده های تجاری WTO

جدول A2 کالاهای پوشاک، تقسیم بندی SITC

کد تجاری			توصیف تجاری
84	پوشاک و ملزومات	پوشاک مردان، پسران، غیربافتنی	
	841	8411 8412 8413	اورکت، لباس بیرون، غیره. لباس ها کت، کاپشن، مردانه یا پسرانه، پارچه ای، غیربافتنی شلوار ها، پیش بندها، شلوار و شرت، مردانه یا پسرانه
	842	8414 8415 8416	بلوزها لباس زیر و لباس شب
		پوشاک زنان، دختران، غیربافتنی	پالتو و کت های دیگر لباس ها
		8421 8422 8423 8424 8425	کت، کاپشن، زنانه یا دخترانه، پارچه ای، غیربافتنی پیراهن، زنانه یا دخترانه، پارچه ای، غیربافتنی دامن ها، زنانه یا دخترانه، پارچه ای، غیربافتنی
		8426 8427 8428	شلوار ها، پیش بندها، شلوار و شرت، زنانه یا دخترانه بلوز ها و پیراهن ها لباس زیر و لباس شب
	843	پوشاک مردان، پسران، بافتنی	پالتو، کت ماشین، کلاه، (کت بادی) کت ها، شلوار ها و غیره پیراهن، بافتنی لباس زیر و لباس شب
	844	8431 8432 8437 8438	
		پوشاک دختران، زنان، بافتنی	پالتو، کت ماشین، کلاه، (کت بادی) پیراهن ها، دامن ها و غیره بلوز ها، پیراهن ها و دخترانه و زنانه، بافتنی لباس زیر و لباس شب
	845	8441 8442 8447 8448	

		دیگر کاربردهای پارچه	
	846	8451 8452 8453 8454 8455 8456 8458 8459	پوشاک، لباس، لوازم جانبی نمد، کشباف پولیور، ژاکت کش باف، موارد مشابه بافتنی کشباف، دیگر موارد بافتنی دیگر پوشاک بافتنی
	848	Clothing accessories. پارچه 8461 8462 8469 headgear پوشاک، غیرپارچه ای 8481 8482 8483 8484	لوازم جانبی، غیربافتنی جوراب، بافتنی دیگر لوازم جانبی پوشاک پوشاک چرمی، لوازم جانبی پلاستیک، لاستیک و غیره لوازم جانبی خز روسری

منبع: محاسبه نویسنده بر داده های تجاری UN. نکته: تنها چهار سطح کالا در تحلیل تجربی استفاده شدند؛ لیست

کامل برای تکمیل ارائه شد.

References

- Alessandrini, M., Fattouh, B., Ferrarini, B., & Scaramozzino, P. (2011). Tariff liberalization and trade specialization: Lessons from India. *Journal of Comparative Economics*, 39, 499–513.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58, 277–297.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variables estimation of error components models. *Journal of Econometrics*, 68, 29–51.
- Arize, A. C. (1990). An econometric investigation of export behaviour in seven Asian developing countries. *Applied Economics*, 22, 891–904.
- Arize, A. C. (2001). Traditional Export demand relation and parameter instability. An empirical investigation. *Journal of Economic Studies*, 28, 378–396.
- Asafu-Adjaye, J. (2000). The relationship between energy consumption, energy prices and economic growth: Time series evidence from Asian developing countries. *Energy Economics*, 22, 615–625.
- Aziz, J., & Li, X. (2008). China's changing trade elasticities. *China & World Economy*, 16, 1–21.
- Baiardi, D., Bianchi, C., & Lorenzini, E. (2015). Food competition in World markets: Some evidence from a panel data analysis of 13 top exporters. *Journal of Agricultural Economics*. <http://dx.doi.org/10.1111/1477-9552.12094>
- Bair, J., & Gereffi, G. (2003). Upgrading, uneven development, and jobs in the North American apparel industry. *Global Networks*, 3, 143–169.
- Bashiri, B., & Pires, Manso J.R.. (2012). Crude oil conservation policy hypothesis in OECD (organisation for economic cooperation and development) countries: A multivariate panel Granger causality test. *Energy*, 43, 253–260.
- Basile, R., de Nardis, S., & Girardi, A. (2009). Pricing to market of Italian exporting firms. *Applied Economics*, 41, 1543–1562.
- Berthou, A., & Emlinger, C. (2010). Crises and the collapse of world trade: The shift to lower quality. In Working paper no. 7. Paris: CEPII.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87, 11–143.
- Bottasso, A., Castagnetti, C., & Conti, M. (2013). And yet they co-move! Public capital and productivity in OECD *Journal of Policy Modeling*, 35, 713–729.
- Breitung, J. (2000). The local power of some unit root tests for panel data. In B. Baltagi (Ed.), *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels, advances in econometrics* (Vol. 15, pp. 161–178). Amsterdam: JAI.
- Costantini, V., & Martini, C. (2010). The causality between energy consumption and economic growth: A multi-sectoral analysis using non-stationary cointegrated panel data. *Energy Economics*, 32, 591–603.
- Dai, M., & Xu, J. (2013). Industry-specific real effective exchange rate for China: 2000–2009. *China & World Economy*, 21, 100–120.
- Dicken, P., & Hassler, M. (2000). Organizing the Indonesian clothing industry in the global economy: The role of business networks. *Environment and Planning A*, 32, 263–280.
- Eberhardt, M. (2012). Estimating panel time-series models with heterogeneous slopes. *The Stata Journal*, 12, 61–71.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, 251–276.
- European Commission (2010). *Europe 2020: A strategy for smart, sustainable and inclusive growth*. Brussels: European Commission.
- Evans, Y., & Smith, A. (2006). Surviving at the margins? Deindustrialisation, the creative industries, and upgrading in London's garment sector. *Environment & Planning A*, 38, 2253–2269.

- Fagerberg, J. (2000). Technological progress, structural change and productivity growth: A comparative study. *Structural Change and Economic Dynamics*, 11, 393–411.
- Gereffi, G. (1994). The organization of buyer-driven global commodity chains: How US retailers shape overseas production networks. In G. Gereffi & M. Korzeniewicz (Eds.), *Commodity chains and global capitalism* (pp. 95–122). Westport, CT: Greenwood Press.
- Gereffi, G. (1999). International trade and industrial upgrading in the apparel commodity chain. *Journal of International Economics*, 48, 37–70.
- Gibbon, P. (2002). At the cutting edge? Financialisation and UK clothing retailers' global sourcing patterns and practices. *Competition and Change*, 6, 289–308.
- Grossman, G. M., & Helpman, E. (1991). *Innovation and growth in the global economy*. Cambridge, MA, USA: The MIT Press.
- Gupta, P., Hasan, R., & Kumar, U. (2008). What constrains Indian manufacturing? ERD working paper no. 119 Manila: Economic and Research Department, Asian Development Bank.
- Hadri, K. (2000). Testing for Stationarity in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal*, 3, 148–161.
- Hassler, M. (2004). Changes in the Indonesian clothing industry: Trade and regulation. *Singapore Journal of Tropical Geography*, 25, 64–76.
- Hsiao, F. S. T., & Hsiao, M. W. (2006). FDI, exports, and GDP in East and Southeast Asia. Panel data versus time-series causality analyses. *Journal of Asian Economics*, 17, 1082–1106.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W., & Rosen, H. S. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*, 56, 1371–1395.
- Hooper, P., Johnson, K., & Marquez, J. (2000). Trade elasticities for the G-7 countries. In *Princeton studies in international economics* no. 87. Princeton: Department of Economics, Princeton University.
- Jaunky, V. C. (2012a). Is there a material Kuznets curve for aluminium? Evidence from rich countries. *Resources Policy*, 37, 296–307.
- Jaunky, V. C. (2012b). Democracy and economic growth in Sub-Sahara Africa: A panel data approach. *Empirical Economics*, 45, 987–1008.
- Jewell, T., Lee, J., Tieslau, M., & Strazicich, M. C. (2003). Stationarity of health expenditures and GDP: Evidence from panel unit root tests with heterogeneous structural breaks. *Journal of Health Economics*, 22, 313–323.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90, 1–44.
- Kochhar, K., Kumar, U., Rajan, R., Subramanian, A., & Tokatlidis, I. (2006). India's pattern of development: What happened, what follows? *Journal of Monetary Economics*, 53, 981–1019.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we the economic time series have a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, 159–178.
- Lee, C.-C., & Chang, C.-P. (2008). Energy consumption and economic growth in Asian economies: A more comprehensive analysis using panel data. *Resource and Energy Economics*, 30, 50–65.
- Lissovlik, B. (May 2008). Trends in Italy's nonprice competitiveness. In IMF working paper 124.
- Lucas, R. F. (1988). Demand for India's manufactured exports. *Journal of Development Economics*, 29, 63–75.
- Mayer, J. (February 2003). The fallacy of composition: A review of the literature. In UNCTAD discussion paper 166.
- Muscattelli, V. A., Srinivasan, T. G., & Vines, D. (1992). Demand and supply factors in the determination of NIE exports: A simultaneous error-correction model for Hong Kong. *The Economic Journal*, 102, 1467–1477.
- Nag, B., & Mukherjee, J. (2012). The sustainability of trade deficits in the presence of endogenous structural breaks: Evidence from the Indian economy. *Journal of Asian Economics*, 23, 519–526.
- Narayan, P. K., Smyth, R., & Prasad, A. (2007). Electricity consumption in G7 countries: A panel cointegration analysis of residential demand elasticities. *Energy Policy*, 35, 4485–4494.

- Neidik, B., & Gereffi, G. (2006). Explaining Turkey's emergence and sustained competitiveness as a full-package supplier of apparel. *Environment & Planning A*, 38(12), 2285–2303.
- OECD (2010). *OECD science, technology and industry outlook 2010*. Paris: OECD.
- Palpacuer, F. (2006). The global sourcing patterns of French clothing retailers. *Environment & Planning A*, 38, 2271–2283.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653–670.
- Pedroni, P. (2000). Fully modified OLS for the heterogeneous cointegrated panels. *Advances in Econometrics*, 15, 93–130.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265–312.
- Pesaran, M. H., & Smith, R. P. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68, 11–79.
- Pickles, J., & Smith, A. (2011). Delocalization and persistence in the European clothing industry: The reconfiguration of trade and production networks. *Regional Studies*, 45, 167–185.
- Roodman, D. M. (2006). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. In Working paper no. 103. Washington, DC: The Center for Global Development.
- Roodman, D. M. (2009). A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71, 135–158.
- Said, E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71, 599–607.
- Saikkonen, P. (1991). Asymptotic efficient estimation of cointegration regressions. *Econometric Theory*, 7, 1–21.
- Sen, K. (2009). International trade and manufacturing employment: Is India following the footsteps of Asia or Africa? *Review of Development Economics*, 13, 765–777.
- Sharma, K. (2001). Factors determining India's export performance. *Journal of Asian Economics*, 12, 493–505.
- Thorbecke, W. (2010). An empirical analysis of ASEAN's labor-intensive exports. *Journal of Asian Economics*, 21, 505–513.
- Tokatli, N., & Kızılgü'n, Ö. (2009). From manufacturing garments for ready-to-wear to designing collections for fast fashion: Evidence from Turkey. *Environment and Planning A*, 41(1), 146–162.
- Yao, Z., Tian, F., & Su, Q. (2013). Income and price elasticities of China's exports. *China & World Economy*, 21, 91–106.
- Van Grunsven, L., & Smakman, F. (2001). Competitive adjustment and advancement in global commodity chains: I. Firm strategies and trajectories in the East Asian apparel industry. *Singapore Journal of Tropical Geography*, 22, 173–188.