

## واکاوی فضایی روند افزایش قیمت مواد غذایی در ایران

سعید صمدی<sup>۱</sup>، مژگان سلیمانی<sup>۲\*</sup>، ایمان کی فرخی<sup>۳</sup>

۱. دانشیار دانشگاه اصفهان، علوم اقتصادی، دانشگاه تهران، samady@ase.ui.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری، اقتصاد شهری و منطقه‌ای، دانشگاه اصفهان، mozhgansoleymani@gmail.com

۳. دانشجوی دکتری، اقتصاد شهری و منطقه‌ای، دانشگاه اصفهان، i.keyfarokhi@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۱/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۱/۲۵

### چکیده

انتظار می‌رود در کشوری با پول واحد، تورم در همه مناطق آن همگرا باشد. این امر به‌طور مستقیم با «همگرایی» پیوند خورده است. همگرایی از نظر سیاستگذاران موضوعی جدی است. گرچه موضوع تورم در اقتصاد کلان بررسی می‌شود، مواردی از شاخص‌های تورم، برای مثال تورم قیمت‌ها در مواد غذایی توجه ویژه‌ای را به خود جلب کرده است. به‌طور کلی، مسئله همگرایی تورم مواد غذایی کمتر در نظر گرفته شده است. این مطالعه در پی این است که با استفاده از داده‌های شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی در دوره زمانی فروردین ۱۳۸۵ تا اسفند ۱۳۹۱، تحلیلی از پویایی‌های توزیع تورم در استان‌های کشور به‌دست دهد. در این مطالعه، هر استان مستقل در نظر گرفته می‌شود؛ در نتیجه اطلاعات منحصر به فردی به‌دست می‌آید که در برآورد و توضیح پویایی‌های تغییرات تورم کاربردی است. برای تحلیل پویایی‌های توزیع، از تخمین‌زننده «چگالی شرطی کرنل» و برای بصری کردن «تخمین‌زننده‌های چگالی شرطی» از دو روش گرافیکی استفاده شده است. در این پژوهش نشان داده می‌شود که «وابستگی فضایی» تورم مواد غذایی بین استان‌های کشور وجود ندارد و فرض وجود استقلال استان‌ها نقض نمی‌شود، اما روندهایی همگرا بین استان‌های کشور وجود دارد.

طبقه‌بندی JEL: R12، C14

واژه‌های کلیدی: پویایی‌های توزیع، تابع چگالی کرنل، وابستگی فضایی، همگرایی نرخ تورم.

## مقدمه

در سال‌های اخیر، موضوع همگرایی تورم در مناطق دارای پول واحد کانون توجه قرار گرفته است. این امر در زمینه سیاست‌های منطقه‌ای و ارزیابی آثار رشد و تجارت منطقه‌ای اهمیت زیادی دارد. انتظار بر این است که تورم همگن به افزایش روند یکپارچه‌سازی اقتصادی، تشکیل بازار واحد و ایجاد منطقه‌ای با پول واحد منجر شود. در بلندمدت، تورم - به‌عنوان یک پدیده پولی - ناشی از تغییرات عرضه پول است، اما در کوتاه‌مدت، عوامل دیگری در پیدایش آن دخیل است. با بهره‌گیری از چنین عواملی می‌توان تفاوت در نرخ‌های تورم را توضیح داد (لیونتاکیس و پاپاداس<sup>۱</sup>، ۲۰۱۰). در ادبیات اقتصادی مربوط به پویایی‌های تورم دو رویه وجود دارد. یک دسته از مطالعات به همگرایی و واگرایی تورم بین مناطق مختلف یک کشور پرداخته‌اند. چکتی، مارک و سونورا<sup>۲</sup> (۲۰۰۲) و رابرتز<sup>۳</sup> (۲۰۰۶) وجود روندهای همگرایی در تورم آمریکا را واکاوی کرده‌اند. فان و وی<sup>۴</sup> (۲۰۰۶) همگرایی تورم برای ۳۶ شهر چین و همچنین بوسیتی، فابیانی و هاروی<sup>۵</sup> (۲۰۰۶) همگرایی را در مناطق ایتالیا بررسی کرده‌اند. دسته دوم از پژوهش‌های انجام‌گرفته در این زمینه، به همگرایی تورم در گروهی از کشورها همچون اعضای اتحادیه پولی اروپا اختصاص دارد. چنین پژوهش‌هایی در یافته‌های راجرز<sup>۶</sup> (۲۰۰۱)، وبر و بک<sup>۷</sup> (۲۰۰۵)، بوسیتی، ورنی، هاروی و وندیتی<sup>۸</sup> (۲۰۰۷) و لویز و پاپل<sup>۹</sup> (۲۰۱۰) وجود دارد. با وجود این، براساس پژوهش لومنمان و ماتا<sup>۱۰</sup> (۲۰۰۴) اگر چه شواهد تجربی بین المللی عمدتاً بر روی تورم کلی متمرکز است، اما استفاده بیشتر از شاخص‌های تورم

- 
1. Liontakis and Papadas
  2. Cecchetti, Mark and Sonora
  3. Roberts
  4. Fan and Wei
  5. Buseti, Fabiani and Harvey
  6. Rogers
  7. Weber and Beck
  8. Buseti, Forni, Harvey and Venditti
  9. Lopez and Papell
  10. Lünnemann and Mathä

تفکیک شده<sup>۱</sup>، در تکمیل توصیف‌های تورم کلی اثر گذار است و این نوع تحلیل تفاوت‌های پایدار در تورم را آشکار می‌کند.

مطابق آنچه توضیح داده شد، واکاوی تورم تفکیک‌شده، برای نمونه تورم مربوط به مواد غذایی، یکی از موضوع‌های شایان توجه در این زمینه است. همان‌طور که والش<sup>۲</sup> (۲۰۱۱) اشاره می‌کند، تورم در بخش مواد غذایی نسبت به تورم در سایر بخش‌ها از پایداری بیشتری برخوردار است و شوک‌های ایجادشده در تورم مواد غذایی در بسیاری از کشورها به‌طور مستقیم بر دیگر بخش‌های اقتصادی (غیر از مواد غذایی) اثرگذار است. با در نظر گرفتن این ایده و توجه به این موضوع که در چند سال اخیر تورم قیمت کالا روند شتابانی به خود گرفته است، طراحی سیاستی با هدف تمرکز بر تورم کلی بسیار گمراه‌کننده و تأثیرات آن با وقفه‌های طولانی مشهود خواهد بود.

کاتائو و چانگ<sup>۳</sup> (۲۰۱۰) بر نقش مهم مواد غذایی در تابع مطلوبیت خانوار اشاره می‌کنند و بر این باورند که نوسان‌های زیاد قیمت مواد غذایی، بر اثرهای رفاهی ناشی از سیاست‌های پولی مختلف اثرگذار است. در مطالعه‌ای دیگر آناند و پراسد<sup>۴</sup> (۲۰۱۰) با شبیه‌سازی یک محیط اعتباری محدود، به این نتیجه رسیده‌اند که اتخاذ یک سیاست کوتاه‌مدت که تورم مواد غذایی را نادیده می‌گیرد، به نتایج بهینه‌ای منجر نخواهد شد. دسته‌ای دیگر از پژوهشگران به توضیح تفاوت‌های موجود در تورم قیمت مواد غذایی بین کشورهای عضو اتحادیه اروپا پرداخته‌اند. فوسکیس<sup>۵</sup> (۲۰۰۸) به پراکندگی در بازارهای کشورهای اروپایی اشاره کرده و ادعا می‌کند که دلیل تفاوت نرخ‌های تورم، ساختار بازارهای کشورهای عضو اتحادیه اروپاست.

آلتی‌سیمو، بنی‌نو و پالزنوئلا<sup>۶</sup> (۲۰۰۵) به اهمیت واکنش‌های متفاوت کشورهای عضو اتحادیه اروپا به شوک تورم قیمت مواد غذایی پرداخته‌اند. همچنین بوکویکیوت، دیریکس و ایلزکوی<sup>۷</sup> (۲۰۰۹) استدلال می‌کنند که تفاوت در تورم مواد غذایی، ناشی از

- 
1. Disaggregated inflation
  2. Walsh
  3. Catão and Chang
  4. Anand and Prasad
  5. Fousekis
  6. Altissimo, Benigno and Palenzuela
  7. Bukeviciute, Dierx and Ilzkovi

روش‌های مختلف زنجیره عرضه مواد غذایی یک گروه از مناطق است که این زنجیره تحت تأثیر شوک‌های برون‌زایی همچون افزایش سریع در قیمت‌های انرژی است. پس می‌توان نتیجه گرفت که تفاوت در تورم قیمت مواد غذایی ناشی از تفاوت‌های ساختار بازار و چارچوب‌های قانونی اتحادیه اروپاست. سرانجام دالسگارد<sup>۱</sup> (۲۰۰۸) و بک، هابریچ و مارسلینو<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) توجه خود را بر تمرکز بازار، ادغام‌ها و شکل‌گیری کارتل‌ها و تأثیرات آن بر تفاوت در تورم قیمت مواد غذایی معطوف کرده‌اند.

روشی مرسوم برای آزمون فرضیه وجود روند همگن در تورم، بررسی همگرایی تورم است. بسیاری از مطالعات در زمینه این موضوع، از روش‌های موجود در حوزه‌های رشد اقتصادی و همگرایی کمک گرفته‌اند (لیونتاکیس<sup>۳</sup>، ۲۰۱۲؛ لیونتاکیس و پاپاداس<sup>۴</sup>، ۲۰۱۰) و در نتیجه از مفاهیم همگرایی تصادفی و همگرایی  $\sigma$  استفاده شده است (لوپز و پاپل<sup>۵</sup>، ۲۰۱۰؛ کوتان و یجیت<sup>۶</sup>، ۲۰۰۵؛ هولمز<sup>۷</sup>، ۲۰۰۲؛ کوندرا و پاپل<sup>۸</sup>، ۱۹۹۷). به‌تازگی از ابزارهای روش‌شناسانه دیگری، همچون تحلیل پویایی‌های توزیع که منتج از ادبیات رشد اقتصادی است، برای تحلیل همگرایی نرخ‌های تورم استفاده شده است (نات و تاچلوو<sup>۹</sup>، ۲۰۱۲؛ کواپرو<sup>۱۰</sup>، ۲۰۱۱؛ وبر و بک، ۲۰۰۵). براساس این پژوهش‌ها، این مطالعه از تحلیل پویایی‌های توزیع برای بررسی همگرایی نرخ‌های تورم مواد غذایی استفاده می‌کند. در این مطالعه تجزیه و تحلیل موضوع مورد نظر بسیار متفاوت‌تر خواهد بود، چراکه تأثیر وابستگی فضایی را در نظر می‌گیرد. بنابر نظر انسلین<sup>۱۱</sup> (۱۹۸۸)، وجود وابستگی فضایی می‌تواند تورش‌های بزرگی را به وجود آورد و درباره نتایج آمار استنباطی تردید ابراز دارد، چراکه فرض استقلال مشاهدات دیگر برقرار نیست. این موضوع در تحلیل همگرایی تورم توجه زیادی را به خود جلب نکرده است.

1. Dalsgaard
2. Beck, Hubrich and Marcellino
3. Liontakis
4. Papadas
5. Lopez and Papell
6. Kutan and Yigit
7. Holmes
8. Kocenda and Papell
9. Nath and Tochlov
10. Cavallero
11. Anselin

این پژوهش با استفاده از تحلیل جزئی و با رهیافت فضایی، تورم مواد غذایی را در استان‌های کشور ایران، در دوره زمانی فروردین ۱۳۸۵ تا اسفند ۱۳۹۱ بررسی می‌کند. در قسمت بعدی مقاله، مطالعات پیشین پژوهش در خصوص همگرایی تورم آورده شده است. پس از آن روش‌شناسی پژوهش مطرح می‌شود. قسمت بعدی مطالعه به توضیح داده‌ها، متغیرها و نتایج برآورد اختصاص دارد و در آخر به نتیجه حاصل از همگرایی اشاره خواهد شد.

### پیشینه پژوهش

از آنجا که در ایران به مقوله همگرایی نرخ تورم پرداخته نشده است، در این قسمت به مطالعات خارجی مرتبط با همگرایی نرخ کلی تورم و سپس به مطالعات مرتبط با همگرایی تورم قیمت مواد غذایی پرداخته می‌شود.

#### ۱. مطالعات درباره همگرایی تورم کلی

کاتانو و چانگ (۲۰۱۰) بر تأثیر مهم مواد غذایی در تابع مطلوبیت خانوار اشاره می‌کنند و بر این باورند که نوسانات زیاد قیمت مواد غذایی، بر رفاه منطقه مورد بررسی، تأثیرات عمیقی خواهد گذاشت.

در مطالعه‌ای دیگر آناند و پراسد (۲۰۱۰) با شبیه‌سازی یک محیط اعتباری محدود، به این نتیجه رسیده‌اند که اتخاذ یک سیاست کوتاه‌مدت که تورم مواد غذایی را نادیده می‌گیرد، به نتایج بهینه‌ای منجر نخواهد شد.

بوکویکیوت، دیریکس و ابلزکوی (۲۰۰۹) استدلال می‌کنند که تورم مواد غذایی، ناشی از عوامل مختلفی همچون زنجیره عرضه مواد غذایی است که این زنجیره نیز خود از قیمت انرژی تأثیر می‌پذیرد. فوسکیس (۲۰۰۸) با اشاره به بازارهای کشورهای اروپایی ادعا می‌کند که از دیدگاه تحلیل جزئی تفاوت‌های موجود در نرخ‌های تورم، به دلیل ساختار بازارهای کشورهای عضو اتحادیه اروپاست.

دالسگارد (۲۰۰۸) و بک، هابریچ و مارسلینو (۲۰۰۰) توجه خود را بر تمرکز بازار، ادغام‌ها و شکل‌گیری کارتل‌ها و تأثیرات آن بر تورم قیمت مواد غذایی معطوف کرده‌اند.

همچنین آلتی سیمو، بنی نو و پالن زوئلا (۲۰۰۵) به واکنش کشورهای عضو اتحادیه اروپا به شوک تورم قیمت مواد غذایی پرداخته‌اند.

## ۲. مطالعات درباره همگرایی تورم قیمت مواد غذایی

ناگایاسو<sup>۱</sup> (۲۰۱۲) در مقاله‌ای با عنوان «تورم منطقه‌ای و ساختار صنعتی: در منطقه‌ای با پول واحد» به واکاوی همگرایی تورم بین مناطق اقتصادی کشور ژاپن در دوره زمانی ۱۹۷۶ تا ۲۰۰۸ پرداخته است. برای آزمون همگرایی نرخ‌های تورم از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده ۱۰ منطقه اقتصادی ژاپن استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت تورم‌های منطقه‌ای به یک مقدار همگرا نیستند، اما در بلندمدت تورم‌های این ۱۰ منطقه همگرا هستند.

لیونتاکیس (۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان «نرخ‌های تورم مواد غذایی در منطقه اروپا» به بررسی همگرایی نرخ‌های تورم مواد غذایی ۱۲ کشور عضو اتحادیه اروپا در دوره زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۰ پرداخته است. داده‌های استفاده‌شده در این پژوهش شاخص‌های ماهیانه تورم مواد غذایی هستند؛ این مواد غذایی به سه گروه گوشت و نان، غلات و حبوبات و سبزیجات تفکیک شده‌اند. بدین منظور از روش‌های ناپارامتری اقتصادسنجی و همچنین از آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی کمک گرفته شده است. نتایج این مقاله گویای آن است که فرضیه همگرایی نرخ‌های تورم برای کل دوره تحقیق تأیید نمی‌شود. همچنین در این پژوهش، خاصیت بازگشت به میانگین نرخ‌های تورم تنها در یک دوره و برای یک گروه از کالاها مشاهده می‌شود.

کاواپرو (۲۰۱۱) در مقاله‌ای با عنوان «همگرایی نرخ‌های تورم در منطقه اروپا: رهیافتی پویا» فرایند همگرایی نرخ‌های تورم مواد غذایی در منطقه اروپا در طی سال‌های ۱۹۷۹ تا ۲۰۰۶ را واکاوی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که در دهه ۱۹۸۰ کشورهای با تورم کم و زیاد، رفتار کاملاً متفاوتی داشته‌اند و در این دهه شاهد همگرایی نرخ‌های تورم نیستیم؛ ولی از زمانی که کشورها دارای پول واحد شدند، وجود روندهای

1. Nagayasu

همگرایی تورم مشهود است. همچنین در انتهای این پژوهش به تأثیرگذاری مستقیم تورم بر بازارهای نیروی کار کشورهای دارای تورم زیاد اشاره شده است. لیونتاکیس و پاپاداس (۲۰۱۰) وجود همگرایی نرخ‌های تورم را در اتحادیه اروپا، طی سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۹ با استفاده از تحلیل همگرایی تصادفی و رهیافت پویایی‌های توزیع بررسی کرده‌اند. در این پژوهش گروه کالایی مورد نظر شامل مواد غذایی و نوشیدنی‌های غیرالکلی است. یافته‌های کلی تحلیل پویایی‌های توزیع ناپارامتری این مطالعه گواه آن است که تورم مواد غذایی در کشورهای عضو اتحادیه اروپا، پس از یک دوره، به همگرایی تمایل دارد.

در مطالعه‌ای دیگر فان و وی (۲۰۰۶) با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانل، وجود همگرایی را بین تورم قیمت مواد غذایی ۳۶ شهر کشور چین در دوره زمانی هفت‌ساله بررسی کرده‌اند. این پژوهشگران با استفاده از آزمون مرتبط، مدل‌های وقفه‌ای وجود همگرایی تورم را به اثبات رسانده‌اند.

وبر و بک (۲۰۰۵) همگرایی تورم را در دو کشور اروپا بررسی کرده‌اند. آنها از شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده که شامل ۱۲ زیرشاخص است استفاده کرده‌اند. این پژوهشگران به این نتیجه رسیده‌اند که در دوره مورد نظر، شاخص قیمت مواد غذایی و نوشیدنی‌های غیرالکلی در دو کشور مورد نظر همگرا هستند.

در ادامه در این مطالعه با استفاده از تخمین تابع چگالی کرنل تصادفی به موضوع همگرایی تورم قیمت کالاها و خدمات مصرفی و پیش‌بینی آن در استان‌های کشور پرداخته خواهد شد.

### روش‌شناسی پژوهش

همان‌طور که بیان شد در این مطالعه، تجزیه و تحلیل موضوع مورد نظر بسیار متفاوت‌تر خواهد بود، زیرا این پژوهش تأثیر وابستگی فضایی را در نظر می‌گیرد. براساس نظر انسلین (۱۹۸۸)، وجود وابستگی فضایی می‌تواند تورش‌های بزرگی را به وجود آورد و نتایج آمار استنباطی را با تردید مواجه کند، چراکه فرض استقلال مشاهدات دیگر برقرار نیست. برای این منظور ابتدا با استفاده از آماره موران I که در زیر ارائه شده است،

وضعیت وابستگی فضایی بررسی می‌شود. در صورت وجود وابستگی فضایی، با استفاده از فیلترینگ گتیس<sup>۱</sup> (۱۹۹۵) رفع شده و در غیر این صورت به ادامه کار پرداخته می‌شود. با توجه به فرمول آماره موران<sup>۱</sup> خواهیم داشت:

$$I = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

$\bar{x}$  میانگین متغیر  $x$  و  $w_{ij}$  آرایه‌های دودویی از ماتریس وزنی است که مقدار آن برای استان‌هایی که دارای همسایگی هستند، یک، و در غیر این صورت صفر است (گتیس، ۱۹۹۵).

بعد از آن به منظور فراهم کردن بینشی بر روی پویایی‌های همه توزیع‌های مقطعی در طول زمان، تحلیل پویایی‌های توزیع بررسی می‌شود. ایده اساسی آن است که قانون حرکتی برای توصیف تحولات توزیع در طول زمان پیدا شود. یکی از تکنیک‌هایی که در تحلیل پویایی همراه با توزیع استفاده می‌شود، محاسبه کرنل‌های تصادفی<sup>۲</sup> است. این رهیافت بر اساس تخمین تابع چگالی احتمال شرطی متغیر  $y$  به شرط  $x$  است. در این مطالعه  $x$  به انحراف خالص تورم کالاها و خدمات مصرفی یک استان از میانگین در ماه  $t$  و  $Y$  به انحراف خالص تورم از میانگین در ماه  $t+12$  اشاره دارد (دوره انتقال ۱۲ ماهه است). بنابراین تابع چگالی احتمال شرطی نشان‌دهنده احتمالی است که یک استان به سطح خاصی از انحراف تورم خالص از میانگین مقطعی در زمان  $t+12$ ، به شرط انحراف نرخ تورم جاری در زمان  $t$  حرکت خواهد کرد. امید ریاضی شرطی  $y$  روی  $x$  یعنی  $E(Y_i|X = x_i)$  به گشتاور شرطی  $m(x_i)$  اشاره می‌کند. در مدل حداقل مربعات خطی داریم:

$$\hat{Y}_i = E(Y | X = x_i) = \alpha + \beta'x_i = \hat{m}(x_i) \quad (2)$$

با استفاده از علامت گشتاور شرطی معادله رگرسیون برابر است با:

$$\hat{Y}_i = \hat{m}(x_i) + u_i \quad (3)$$

۱. آماره‌ای محلی برای آزمون کردن خودهمبستگی فضایی که توسط گتیس معرفی شده است.



در آمار غیرپارامتری به جای تخمین  $m(x_i)$  با پارامترهایی که ارتباط خطی را توصیف می‌کند، از تابع چگالی کرنل برای تخمین گشتاور شرطی در  $x^*$  استفاده می‌شود. تعریف چگالی شرطی عبارت است از:

$$\hat{m}(x_i) = \int y f_{\tau}^{\wedge}(y|x) dy = \int \left( \frac{y \hat{g}(y,x)}{\hat{h}(x)} \right) dy \quad (۴)$$

که  $h(x)$  چگالی شرطی  $X$  در  $x$  است.

پس در نتیجه میانگین شرطی  $y$  به شرط  $x$  از طریق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$f_{\tau}^{\wedge}(y|x) = \hat{g}_{\tau}(x,y) / \hat{h}_{\tau}(x) \quad (۵)$$

که در آن، صورت یعنی چگالی مشترک  $(x,y)$  و مخرج، چگالی نهایی است که از طریق فرمول‌های زیر محاسبه می‌شوند:

$$\hat{g}_{\tau}(x,y) = \frac{1}{nab} \sum_{i=1}^n K \left( \frac{\|x - x_i\|_x}{a} \right) \left( \frac{\|y - y_i\|_y}{b} \right) \quad (۶)$$

$$\hat{h}_{\tau}(x) = \frac{1}{na} \sum_{i=1}^n K \left( \frac{\|x - x_i\|_x}{a} \right) \quad (۷)$$

در معادلات بالا  $a, b$  پارامترهای پهنای باند هستند که همواری مناسبی را کنترل می‌کنند،  $n$  معرف تعداد استان‌هاست و  $\|\cdot\|_x$  و  $\|\cdot\|_y$  فاصله اقلیدسی را در فضای  $x$  و  $y$  به ترتیب نشان می‌دهد و  $K(\cdot)$  هم تابع کرنل اپانچنیکوف<sup>۱</sup> است. تخمین‌زنده چگالی شرطی را می‌توان به صورت زیر هم نوشت:

$$f_{\tau}^{\wedge}(y|x) = \frac{1}{b} \sum_{i=1}^n w_i(x) K \left( \frac{\|y - Y_i\|_y}{b} \right) \quad (۸)$$

که وزن آن برابر است با:

$$w_i(x) = K \left( \frac{\|x - X_i\|_x}{a} \right) / \sum_{j=1}^n K \left( \frac{\|x - X_j\|_x}{a} \right) \quad (۹)$$

رابطه بالا نشان می‌دهد که تخمین چگالی شرطی در  $X=x$  توسط مجموع توابع کرنل در فضای وزنی  $y$  به دست آید. با استفاده از ماتریس وزنی تخمین‌زنده میانگین شرطی  $m$  را دوباره می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\hat{m}(x_i) = \int y f_{\tau}^{\wedge}(y|x) dy = \sum_{i=1}^n w_i(x) Y_i \quad (10)$$

هایندمن<sup>۱</sup> (۱۹۹۶) اشاره کرده است که وقتی تابع میانگین شرطی دارای انحنای شدیدی است و نقاط مورد استفاده در تخمین به‌طور منظم در فضا قرار نگرفته باشند، تخمین‌زنده بالا دارای اریب است. به منظور تصحیح این اریب تخمین‌زنده زیر پیشنهاد می‌شود:

$$\hat{f}_{\tau}^{\wedge}(y|x) = \frac{1}{b} \sum_{i=1}^n w_i(x) K\left(\frac{\|y - Y_i^*\|_y}{b}\right) \quad (11)$$

به‌غیر از کاهش اریبی تخمین‌زنده، هایندمن راه جدیدی به منظور مجسم کردن چگالی‌های شرطی به نام‌های «چگالی شرطی انباشته» و «ناحیه با چگالی زیاد» معرفی کرده است. شکل چگالی شرطی انباشته، تعداد چگالی‌های ترسیم شده کنار هم در یک گراف فضایی را نشان می‌دهد. نمودار بالاترین ناحیه چگالی شرطی، نواحی‌ای را نشان می‌دهد که به‌عنوان کوچک‌ترین نواحی فضای نمونه، شامل احتمال مشخصی است (آربیا، باسیل و پیرس<sup>۲</sup>، ۲۰۰۵: ۵-۵).

### داده‌ها، متغیرها و نتایج پژوهش

در این پژوهش، به منظور وضعیت همگرایی نرخ تورم مواد غذایی بین استان‌های مختلف، از داده‌های شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی ایران، زیر شاخص خوراکی‌ها و ... استفاده شده است. برای این منظور اطلاعات آماری هر یک از ۳۰ استان در فاصله زمانی فروردین ۱۳۸۵ تا اسفند ۱۳۹۱ به صورت ماهیانه و برحسب سال پایه ۱۳۸۳ از سالنامه آماری همان استان که توسط مرکز آمار ارائه می‌شود، استخراج شده است. نرخ تورم سالیانه در زمان  $t$  با  $\pi_t$  نشان داده می‌شود که از رابطه زیر به دست می‌آید:

1. Hyndman
2. Arbia, Basile and Piras

$$\pi_t = 100(\ln P_t - \ln P_{t-1}) \quad (12)$$

که  $\ln P_t$  نشان دهنده لگاریتم شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی (زیربخش مواد غذایی) در زمان  $t$  است.

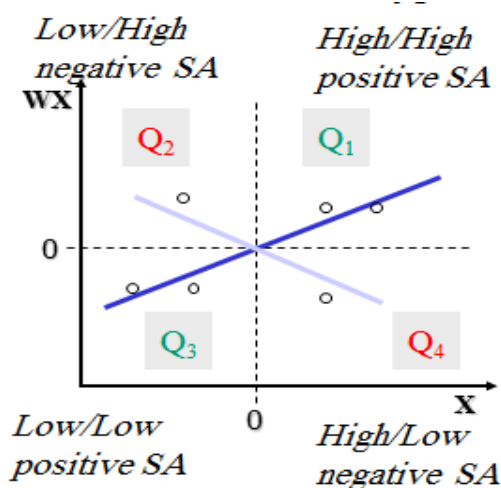
انحراف معیار مطلق تورم قیمت مواد غذایی از میانگین آن، با  $x_t$  نمایش داده می‌شود که از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$X_t = |\pi_t - \bar{\pi}_t| \quad (13)$$

که در آن  $\bar{\pi}_t$  میانگین ساده تورم در استان‌های مورد بررسی است.

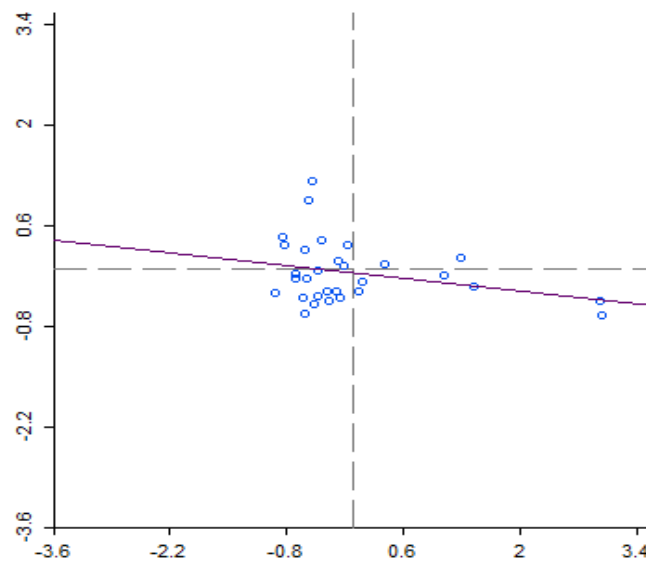
#### ۱. نمودار پراکنش موران I

پراکنش موران I را اولین بار انسلین (۱۹۹۶) معرفی کرد که دیاگرام پراکنش بین  $x$  و وقفه  $x$  نوع خودهمبستگی‌های فضایی را نمایش می‌دهد و در آن وقفه فضایی با میانگین‌گیری همه مقادیر  $x$  برای چند ضلعی‌های مجاور به دست می‌آید. پراکنش موران I به چهار ناحیه و گوشه تقسیم می‌شود که هر ناحیه نوع ارتباط فضایی را نشان می‌دهد.



شکل ۱. نمودار پراکنش موران I

قسمت راست بالا مقادیری را نشان می‌دهد که هم خودشان زیادند و هم همسایه‌هایشان ( $Q_1$ ). ناحیه  $Q_2$  مقادیری را نشان می‌دهد که کم هستند، ولی توسط همسایه‌هایی احاطه شده‌اند که مقادیر زیادی دارند. ناحیه  $Q_3$  نشان‌دهنده مقادیری است که هم خودشان و هم همسایه‌هایشان کم‌اند و ناحیه  $Q_4$  مقادیر زیادی را نشان می‌دهد که توسط همسایه‌های کم احاطه شده‌اند. با استفاده از داده‌های آماری پژوهش، پراکنش موران I برای بررسی خودهمبستگی فضایی محاسبه شده و نمودار پراکنش مربوط به این پژوهش به شکل زیر است:



شکل ۲. نمودار پراکنش موران I تورم مواد غذایی (۱۳۹۱)

در این نمودار پراکنش موران I نشان‌دهنده متوسط انحراف تورم مواد غذایی از میانگین برای هر استان در مقابل متوسط انحراف تورم غذایی از میانگین همسایه‌هایش است. قسمت سمت راست بالا استان‌هایی را نشان می‌دهد که انحراف نرخ تورم زیادی از میانگین دارند و همچنین توسط استان‌هایی با انحراف‌های تورم غذایی زیاد احاطه شده‌اند. ناحیه سمت چپ بالا شامل استان‌هایی است که انحراف تورم غذایی کمی دارند و توسط استان‌هایی با انحراف تورم غذایی زیاد احاطه شده‌اند. استان‌هایی که تورم کمی دارند و با همسایگانی که آنها هم

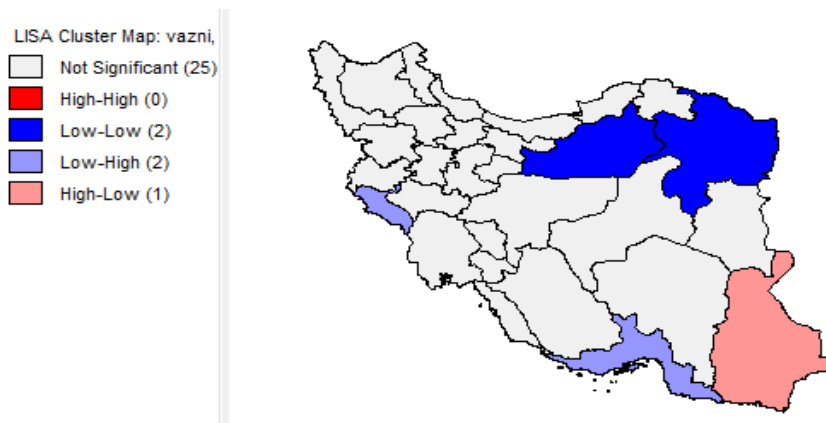
انحرافات تورم کمی دارند، در سمت چپ پایین قرار گرفته‌اند و در نهایت استان‌هایی با انحراف تورم غذایی زیاد که توسط استان‌هایی با انحراف تورم کم احاطه شده‌اند در سمت راست پایین قرار دارند. استان‌های قرار گرفته‌شده در سمت چپ بالا و در سمت راست پایین نمونه‌هایی از خودهمبستگی منفی‌اند، درحالی که ناحیه سمت راست بالا و سمت چپ پایین مواردی را نشان می‌دهد که خودهمبستگی فضایی مثبت دارند. همان‌طور که از شکل پیداست این خودهمبستگی برای نمونه ما منفی شده است که توسط آماره موران I نیز محاسبه شده است. خط روند در پراکنش با ضریب آماره موران I معادل است.

محاسبه این آماره مقدار  $I = -0.01289$  را به دست می‌دهد و از آنجا که این مقدار به صفر نزدیک است نشان‌دهنده وابستگی فضایی پایین بین استان‌هاست، هرچند که آماره مورد نظر در سطح ۵ درصد معنادار نیست و نمی‌توانیم فرضیه H صفر مبنی بر عدم وابستگی فضایی را رد کنیم.

با پایین بودن وابستگی فضایی، نیازی به استفاده از فیلترینگ گتیس نیست و از این مرحله به بعد به تخمین تابع چگالی پرداخته می‌شود.

همچنین برای فهم بهتر می‌توان با استفاده از آماره خودهمبستگی محلی، نمودار<sup>۱</sup>

زیر را رسم کرد:



شکل ۳. نمودار پراکنش آماره موران محلی (LISA) تورم مواد غذایی

1. Hot & Cold Spots

این نمودار بیان دیگری از پراکنش موران I است که با استفاده از آماره لیزا<sup>۱</sup> ترسیم شده است و بیانگر آن است که استان‌هایی مثل سمنان و خراسان رضوی، خود دارای نرخ تورم زیاد و همچنین استان‌های همجواری با نرخ تورم زیادند. در مقابل استان سیستان و بلوچستان دارای نرخ تورم زیاد است که با استان‌هایی با نرخ تورم کم همجوار است.

## ۲. پویایی توزیع

شکل چگالی شرطی انباشته، که به منظور تجسم مستقیم چگالی شرطی معرفی شده است، دنباله‌ای از چگالی‌های تک‌متغیره را در نظر می‌گیرد که فهم بهتری را نسبت به دورنمای سه‌بعدی سنتی ارائه می‌کند. شکل بالاترین ناحیه چگالی<sup>۲</sup> نشان‌دهنده نواحی با چگالی زیاد است که به صورت متوالی هستند. یک ناحیه با چگالی زیاد به‌عنوان کوچک‌ترین ناحیه فضای نمونه شامل احتمال وقوع معلوم تعریف می‌شود. این نواحی خلاصه تصویری از ویژگی‌های تابع توزیع احتمال را بیان می‌کند. در مورد توزیع‌های تک‌نمایی HDR دقیقاً احتمال‌های معمول را در اطراف مقدار میانگین نشان می‌دهد؛ ولی در مورد توزیع‌های چندنمایی HDR نشان‌دهنده چگالی‌های چندمدی به‌عنوان زیرمجموعه‌های منفصل در سطح است.

در شکل‌های چگالی شرطی انباشته شده (همان‌گونه که در شکل ۵ وجود دارد)، مشاهده می‌شود که چگونه زنجیره‌ای از چگالی‌های شرطی تک‌متغیره نسبت به محور  $x$  قرار گرفته‌اند که این موضوع اشاره به زمان  $t$  (برخلاف نمودار HDR) روی محور عمودی دارد. اگر بخش عمده توزیع روی خطی موازی محور  $x$  ها در نقطه صفر پدیدار شود، نشان‌دهنده آن است که هر انحراف موجود در زمان  $t$  تقریباً در زمان  $t+12$  ناپدید می‌شود. اگر بخش عمده توزیع‌ها (یا انباشته‌ترین قسمت یا قله) روی خط ۴۵ درجه قرار بگیرد (وقتی محورهای  $t$  و  $t+12$  به‌طور مشابه مقیاس‌بندی شده باشند)، آنگاه وجود انحرافات در زمان  $t$  کمتر یا بیشتر از همان مقدار در  $t+12$  است. در مورد توابع چندنمایی در چگالی‌های شرطی لازم است گفته شود اگر در چگالی شرطی تک‌متغیره

1. LISA

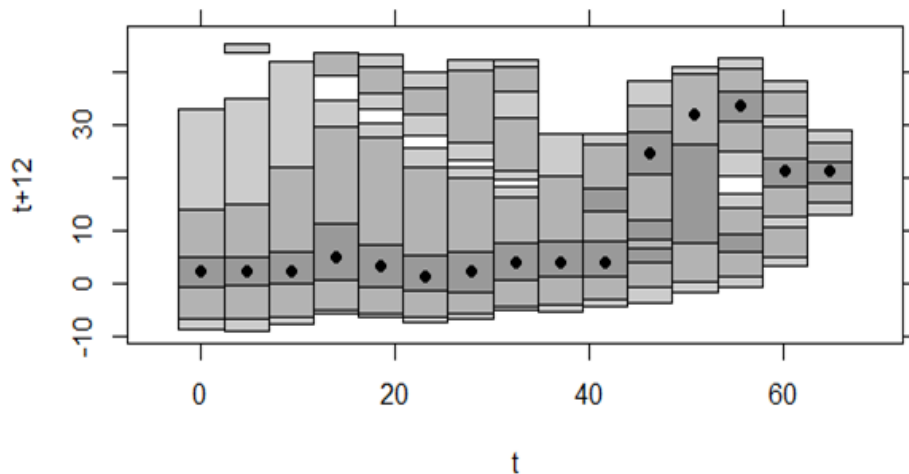
2. Highest density region

بیشتر از یک قله وجود داشته باشد نشان می‌دهد که از یک انحراف نرخ تورم خاص در زمان  $t$ ، استان‌ها به دو نقطه انباشته یا بیشتر از انحراف تورم تمایل دارند (هایندمن، بشتنیک و گرونوالد<sup>۱</sup>، ۱۹۹۶).

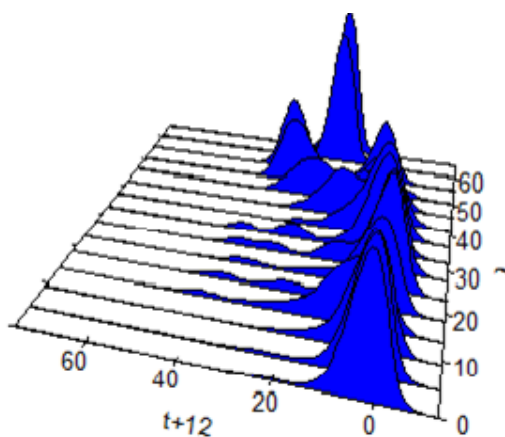
شکل بالاترین ناحیه چگالی شرطی، متشکل از ستون‌هایی است که هر ستون به چندین ناحیه تقسیم شده است. با توجه به شکل ۴، نواحی HDRs شامل ۲۵، ۵۰، ۷۵ و ۹۰ درصد است که به ترتیب از سایه تیره شروع می‌شود و تا رنگ‌های روشن ادامه پیدا می‌کند. تحلیل نقطه مرکزی هم شبیه مد به این صورت است که ارزش  $y$  را هنگامی که تابع چگالی در بیشترین حد خود قرار دارد، نشان می‌دهد. بالاترین مد برای هر تخمین چگالی شرطی منطبق بر نقطه‌ای بر روی شکل‌های بالاترین ناحیه چگالی شرطی است.

در مورد شکل‌های بالاترین ناحیه چگالی شرطی مشاهده می‌شود که خط ۴۵ درجه از مناطق ۲۵ یا ۵۰ درصد عبور می‌کند یا مناطق گفته‌شده موازی محور افقی است. وقتی که اکثریت ۲۵ درصد یا ۵۰ درصد HDR توسط خط ۴۵ درجه قطع شوند، می‌توان نتیجه گرفت که ماندگاری سخت و قوی در زمان کنونی وجود دارد. این بدین معناست که بیشترین مشاهدات از متغیر در همان موقعیت بعد از دوره انتقال باقی می‌مانند. اگر خط ۴۵ درجه از ۷۵ درصد HDR ها عبور کند، ماندگاری کم و پویایی دوران توزیعی بیشتری وجود دارد. همچنین اگر اکثریت ۲۵ یا ۷۵ درصد HDR توسط خط افقی گذرنده از محور عمودی در نقطه صفر عبور داده شود، روند همگرایی قوی‌ای وجود دارد. در حالی که اگر اکثریت ۷۵ درصد HDR توسط همین خط گذر داده شود، همگرایی ضعیف غالب می‌شود یا به عبارت دیگر با هر انحرافی از میانگین در دوره  $t$ ، اختلافی از میانگین در دوره  $t+12$  وجود نخواهند داشت.

شکل‌های ۴ و ۵، نشان‌دهنده نتایج تحلیل پویایی‌های توزیع است. شایان ذکر است که در این مطالعه از تخمین‌زنده‌ها و ابزار بصری معرفی‌شده توسط هایندمن استفاده شده و با استفاده از نرم‌افزار R تخمین زده شده است.



شکل ۴. نمودار مناطق با چگالی زیاد (HDR) تورم مواد غذایی



شکل ۵. نمودار چگالی انباشته (Stacked density plot) تورم مواد غذایی

همان‌طور که در شکل ۴ مشاهده می‌شود از آنجا که نواحی ۲۵ و ۵۰ درصد موازی محور افقی در نقطه صفر است، انحراف از میانگین بعد از دوره انتقال رفع می‌شود و وقتی که انحراف نرخ تورم ابتدایی بیشتر از ۴۵ واحد می‌شود گرایش به بازگشت چندان قوی نیست.



### نتیجه‌گیری

در منطقه‌ای با پول واحد انتظار بر این است که تورم در نقاط مختلف آن به یک مقدار همگرا شود که از این موضوع می‌توان در زمینه سیاست‌های منطقه‌ای و همچنین ارزیابی آثار رشد و تجارت منطقه‌ای بهره جست. در این مطالعه تلاش شد پویایی‌های توزیع تورم کالاها و خدمات مصرفی به‌منظور بررسی وضعیت همگرایی در استان‌های کشور طی دوره فروردین ۱۳۸۵ تا اسفند ۱۳۹۱ تحلیل و ارزیابی شود.

یکی از تکنیک‌هایی که به‌طور معمول در تحلیل پویایی‌های توزیع استفاده می‌شود، محاسبه کرنل‌های تصادفی است که به‌منظور تجسم چگالی‌های شرطی از دو راه چگالی شرطی انباشته (SCD) و ناحیه با چگالی زیاد (HDR) استفاده می‌شود. شکل چگالی انباشته، تعداد چگالی‌های ترسیم‌شده کنار هم در یک گراف فضایی را نشان می‌دهد. نمودار بالاترین ناحیه چگالی شرطی، نواحی‌ای را نشان می‌دهد که به‌عنوان کوچک‌ترین نواحی فضای نمونه، شامل احتمال مشخصی است.

نتایج تحلیل پویایی‌های توزیع، وجود همگرایی در نرخ‌های تورم کالاها و خدمات مصرفی را در دوره مورد بررسی تأیید می‌کند. این موضوع گویای آن است که بعد از دوره انتقال، استان‌هایی با قدرمطلق انحراف تورم کالاها و خدمات بیشتر یا کمتر به‌سمت میانگین حرکت می‌کنند. همچنین نتایج حاکی از وجود روندهای همگرایی شدید در نرخ‌های تورم کم و همگرایی ضعیف در نرخ‌های تورم زیاد است.

### منابع

1. Altissimo, F., Benigno, P. & D.R. Palenzuela. (2005). "Long-run Determinants of Inflation Differentials in a Monetary Union." CEPR Discussion Paper no. 5149.
2. Anand, R. & Prasad E.S. (2010). "Optimal Price Indices for Targeting Inflation under Incomplete Markets." NBER Working Paper Series, w16290.
3. Anselin, L. (1988). Spatial econometrics: methods and models, Kluwer, Dordrecht.

4. Arbia G., Basile, R. & Piras G. (2005). Analyzing Intra-Distribution Dynamics. A reappraisal, REAL Discussion Papers 05-T-11, University of Illinois.
5. Beck, G., Hubrich, K. & M. Marcellino. (2009). "Regional Inflation Dynamics Within and Across Euro Area Countries and a Comparison with the United States." *Economic Policy*, 24, 141-184.
6. Bukeviciute L., Dierx, L. & F. Ilzkovi. (2009). "The functioning of the food supply chain and its effect on food prices in the European Union." *European Commission Occasional Papers* 47.
7. Busetti, F., Fabiani, S., & Harvey, A. (2006). "Convergence of Prices and Rates of Inflation", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.68, pp. 863-877.
8. Busetti, F., Forni, L., Harvey, A. & F. Venditti. (2007). "Inflation Convergence and Divergence within the European Monetary Union." *International Journal of Central Banking* 3, 95-121.
9. Catão, L.A.V. & R. Chang. (2010). "World Food Prices and Monetary Policy." *IMF Working Paper* 10/161.
10. Cavallero, A. (2011). "The convergence of inflation rates in the EU-12: A distribution dynamics approach." *Journal of Macroeconomics* 33, 341-357.
11. Cecchetti, S. G., Mark, N. C., & R. J. Sonora. (2002). "Price index convergence among united states cities." *International Economic Review* 43, 1081-1099.
12. Dalsgaard, T. (2008). "Product market competition in Slovenia: Stylized facts and policy challenges." Paper presented at the Bank of Slovenia Research Seminar on Contemporary Macroeconomic Issues: Challenges and Policies. Ljubljana.
13. Fan, S.C. & X. Wei (2006). "Price Index Convergence in China." Paper presented in the APEA Conference, University of Washington, Seattle, USA.
14. Fousekis, P. (2008). "Price Convergence in the EU Poultry and Eggs Market." *Economics Bulletin* 3, 1-11.
15. Getis, A. (1995). "Spatial filtering in a regression framework". In: Anselin L, Florax R (eds) *New directions in spatial econometrics*, pp 172-185. Springer, Heidelberg Berlin New York.

16. Holmes, M. (2002). "Panel data evidence on inflation convergence in the European Union." *Applied Economics Letters*, 9, 155-58.
17. Hyndman, R. J., Bashtannyk, D. M. & G. K. Grunwald. (1996). "Estimating and Visualizing Conditional Densities." *Journal of Computational and Graphical Statistics*. 5, 315-336.
18. Kočenda, E. & D. Papell. (1997). "Inflation convergence within the European Union: A panel data analysis." *International Journal of Finance and Economics*, 2, 189-98.
19. Kutan, A.M. & Yigit, T.M. (2005), "Real and Nominal Stochastic Convergence: Are the New EU members Ready to Join the Euro Zone? ", *Journal of Comparative Economics*, Vol. 33(2), pp.387- 400.
20. Liontakis, A. (2012). "Food price inflation rates in the Euro-zone: Distribution dynamics and Convergence analysis." *Economics Research International*, Special Issue: Economics of Agricultural and Food Markets.
21. Liontakis, A. & Papadas, C.T. (2010). "Stochastic Convergence and Distribution Dynamics of Food Price Inflation Rates in EU." *AUA Working Paper Series No2010-6*.
22. Lopez, C. & D.H. Papell. (2010). "Testing for Group-Wise Convergence with an Application to Euro Area Inflation." *MPRA Paper No. 20585*.
23. Lünemann, P. & T. Mathä. (2004). "How Persistent in Disaggregate Inflation? An Analysis Across EU15 Countries and HICP Sub-indices." *European Central Bank Working Paper*, No. 466.
24. Nagayasu, J. (2012). "Regional inflation and industrial structure in monetary union." *MPRA Paper No. 3731*.
25. Nath, H.K. & K. Tochkov. (2012). "Relative inflation dynamics in the new EU member countries of Central and Eastern Europe." *Empirical Economics*, forthcoming.
26. Roberts, J.M. (2006). "Monetary Policy and Inflation Dynamics." *International Journal of Central Banking*, 2,193-230.
27. Rogers, J. H. (2001), "Price Level Convergence, Relative Prices, and Inflation in Europe", Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Paper* 699.

28. Walsh, J.P. (2011). "Reconsidering the Role of Food Prices in Inflation." IMF Working Paper, Asia and Pacific Department, WP/11/71.
29. Weber, A. A. & Beck, G. W. (2005). "Price stability, inflation convergence and diversity in EMU: Does one size fit all?" Manuscript, Goethe University, Frankfurt.
30. Zaffaroni, P. (2004). "Contemporaneous Aggregation of Linear Dynamic Models in Large Economies." Journal of Econometrics, 120, 75-102.