تحقیقات اقتصادی / دورهٔ ۵۱، شمارهٔ ۲، تابستان ۱۳۹۵ / ص ۴۵۶-۴۳۷

واکاوی فضایی روند افزایش قیمت مواد غذایی در ایران

سعید صمدی[۱]، مژگان سلیمانی[۲*]، ایمان کی فرخی[۳]

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 همهٔ 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، مسئلهٔ 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 دورهٔ 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؛ درنتیجه اطلاعات منحصربه‌فردی به‌دست می‌آید که در برآورد و توضیح پویایی‌های تغییرات تورم کاربردی است. برای تحلیل پویایی‌های توزیع، از تخمین‌زنندهٔ «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: C14 ،R12

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

---

* نویسندهٔ مسئول، ۰۳۱۳۴۰۴۱۰۷

مقدمه

در سال‌های اخیر، موضوع همگرایی تورم در مناطق دارای پول واحد کانون توجه قرار گرفته است. این امر در زمینهٔ 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 پدیدهٔ پولی - ناشی از تغییرات عرضهٔ 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[1]، 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[2] (۲۰۰۲) و رابرتز[3] (۲۰۰۶) وجود روندهای همگرایی در تورم آمریکا را واکاوی کرده‌اند. فان و وی[4] (۲۰۰۶) همگرایی تورم برای ۳۶ شهر چین و همچنین بوسِتی، فابیانی و هاروی [5] (۲۰۰۶) همگرایی را در مناطق ایتالیا بررسی کرده‌اند.

دستهٔ دوم از پژوهش‌های انجام‌گرفته در این زمینه، به همگرایی تورم در گروهی از کشورها همچون اعضای اتحادیهٔ پولی اروپا اختصاص دارد. چنین پژوهش‌هایی در یافته‌های راجرز[6] (۲۰۰۱) ، وبر و بک[7] (۲۰۰۵)، بوستی، ورنی، هاروی و وندیتی[8] (۲۰۰۷) و لوپز و پاپل[9] (۲۰۱۰) وجود دارد.

با وجود این، براساس پژوهش لونمان و ماتا[10] (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. Busetti, Fabiani and Harvey
6. Rogers
7. Weber and Beck
8. Busetti, Forni, Harvey and Venditti
9. Lopez and Papell
10. Lünnemann and Mathä

تفکیک شده[1]، در تکمیل توصیف‌های تورم کلی اثر گذار است و این نوع تحلیل تفاوت‌های پایدار در تورم را آشکار می‌کند.

مطابق آنچه توضیح داده‌شد، واکاوی تورم تفکیک‌شده، برای نمونهٔ تورم مربوط به مواد غذایی، یکی از موضوع‌های شایان توجه در این زمینه است. همان‌طور که والش[2] (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 درنظر 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[3] (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 آنانـد و پراسد[4] (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 اتحادیهٔ اروپا پرداخته‌اند. فوسکیس[5] (۲۰۰۸) به پراکندگی در بازارهای کشورهای اروپایی اشاره کرده و ادعا می‌کند که دلیل تفاوت نرخ‌های تورم، ساختار بازارهای کشورهای عضو اتحادیهٔ اروپاست.

آلتی‌سیمو، بِنی‌نو و پالن‌زوئلا[6] (۲۰۰۵) به اهمیت واکنش‌های متفاوت کشورهای عضو اتحادیهٔ اروپا به شوک تورم قیمت مواد غذایی پرداخته‌اند. همچنین بوکویکیوت، دیریکس و ایلزکوی[7] (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 زنجیرهٔ عرضهٔ 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 اتحادیهٔ اروپاست. سرانجام دالسگارد[1] (۲۰۰۸) و بک، هابریچ و مارسلینو[2] (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 فرضیهٔ وجود روند همگن در تورم، بررسی همگرایی تورم است. بسیاری از مطالعات در زمینهٔ این موضوع، از روش‌های موجود در حوزه‌های رشد اقتصادی و همگرایی کمک گرفته‌اند (لیونتاکیس[3]، ۲۰۱۲؛ لیونتاکیس و پاپاداس[4]، ۲۰۱۰) و در نتیجه از مفاهیم همگرایی تصادفی و همگرایی σ استفاده شده است (لوپز و پاپل[5]، ۲۰۱۰؛ کوتان و یجیت[6]، ۲۰۰۵؛ هولمز[7]، ۲۰۰۲؛ کوکندا و پاپل[8]، ۱۹۹۷). به‌تازگی از ابزارهای روش‌شناسانهٔ دیگری، همچون تحلیل پویایی‌های توزیع که منتج از ادبیات رشد اقتصادی است، برای تحلیل همگرایی نرخ‌های تورم استفاده شده است (ناث و تاچلوو[9]، ۲۰۱۲؛ کاوایرو[10]، 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 تجزیه‌وتحلیل موضوع مورد نظر بسیار متفاوت‌تر خواهد بود، چراکه تأثیر وابستگی فضایی را در نظر می‌گیرد. بنابر نظر انسِلین[11] (۱۹۸۸)، وجود وابستگی فضایی می‌تواند تورش‌های بزرگی را به‌وجود آورد و دربارهٔ 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 دورهٔ 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 نتیجهٔ حاصل از همگرایی اشاره خواهد شد.

پیشینهٔ پژوهش

ازآنجا که در ایران به مقولهٔ 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 دربارهٔ همگرایی تورم کلی

کاتائو 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 منطقهٔ مورد بررسی، تأثیرات عمیقی خواهدگذاشت.

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 ایلزکوی (۲۰۰۹) استدلال می‌کنند که تورم مواد غذایی، ناشی از عوامل مختلفی همچون زنجیرهٔ عرضهٔ 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، به‌دلیل ساختار بازارهای کشورهای عضو اتحادیهٔ 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 آلتی‌سیمو، بِنی‌نو و پالن‌زوئلا (۲۰۰۵) به واکنش کشورهای عضو اتحادیهٔ اروپا به شوک تورم قیمت مواد غذایی پرداخته‌اند.

۲. مطالعات دربارهٔ همگرایی تورم قیمت مواد غذایی

ناگایاسو[1] (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 دورهٔ زمانی ۱۹۷۶ تا ۲۰۰۸ پرداخته است. برای آزمون همگرایی نرخ‌های تورم از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ ۱۰ منطقهٔ 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 منطقهٔ اروپا» به بررسی همگرایی نرخ‌های تورم مواد غذایی ۱۲ کشور عضو اتحادیهٔ اروپا در دورهٔ زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۰ پرداخته است. داده‌های استفاده‌شده در این پژوهش شاخص‌های ماهیانهٔ 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 ریشهٔ واحد داده‌های تابلویی کمک گرفته شده است. نتایج این مقاله گویای آن است که فرضیهٔ همگرایی نرخ‌های تورم برای کل دورهٔ 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.

کاوایرو (۲۰۱۱) در مقاله‌ای با عنوان «همگرایی نرخ‌های تورم در منطقهٔ اروپا: رهیافتی پویا» فرایند همگرایی نرخ‌های تورم مواد غذایی در منطقهٔ اروپا در طی سال‌های ۱۹۷۹ تا ۲۰۰۶ را واکاوی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که در دههٔ 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

همگرایِ تورم مشهود است. همچنین در انتهایِ این پـژوهش بـه تأثیرگـذاری مسـتقیم تورم بر بازارهایِ نیروی کارِ کشورهایِ دارایِ تورم زیاد اشاره شده است.

لیونتاکیس و پاپاداس (۲۰۱۰) وجود همگرایی نرخ‌های تورم را در اتحادیهٔ اروپا، طی سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۹ با استفاده از تحلیل همگرایی تصادفی و رهیافـت پویـایی‌هـای توزیع بررسی کرده‌اند. در این پژوهش گـروه کـالایی مـورد نظـر شـامل مـواد غـذایی و نوشیدنی‌های غیرالکلی است. یافته‌های کلیِ تحلیل پویایی‌هـای توزیـع ناپـارامتریِ ایـن مطالعه گواه آن است که تورم مواد غذایی در کشورهای عضو اتحادیهٔ اروپا، پـس از یـک دوره، به همگرایی تمایل دارد.

در مطالعه‌ای دیگر فان و وی (۲۰۰۶) با استفاده از آزمـون‌هـای ریشـهٔ واحـد پانـل، وجود همگرایی را بین تورم قیمت مـواد غـذایی ۳۶ شـهر کشـور چـین در دورهٔ زمـانی هفت‌ساله بررسی کرده‌اند. این پژوهشگران با استفاده از آزمون مرتبط، مدل‌های وقفه‌ای وجود همگرایی تورم را به اثبات رسانده‌اند.

وبر و بک (۲۰۰۵) همگرایـی تـورم را در دو کشـور اروپـا بررسـی کـرده‌انـد. آنهـا از شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده که شامل ۱۲ زیرشاخص است اسـتفاده کـرده‌انـد. ایـن پژوهشگران به این نتیجه رسیده‌اند که در دورهٔ مورد نظر، شاخص قیمت مـواد غـذایی و نوشیدنی‌های غیرالکلی در دو کشور مورد نظر همگرا هستند.

در ادامه در این مطالعه با استفاده از تخمین تابع چگالی کرنل تصـادفی بـه موضـوع همگرایی تورم قیمت کالاها و خدمات مصـرفی و پـیش‌بینـی آن در اسـتان‌هـای کشـور پرداخته خواهد شد.

روش‌شناسی پژوهش

همان‌طور که بیان شد در این مطالعه، تجزیه‌وتحلیل موضوع مورد نظر بسیار متفـاوت‌تـر خواهد بود، زیرا این پژوهش تأثیر وابستگی فضایی را در نظـر مـی‌گیـرد. براسـاس نظـر انسلین (۱۹۸۸)، وجود وابستگی فضایی می‌تواند تورش‌هـای بزرگـی را بـه‌وجـود آورد و نتایج آمار استنباطی را با تردید مواجه کند، چراکه فرض استقلال مشاهدات دیگر برقرار نیست. برای این منظور ابتدا با استفاده از آمارهٔ مـوران I کـه در زیـر ارائـه شـده اسـت،

وضعیت وابستگی فضایی بررسی می‌شود. در صورت وجود وابستگی فضایی، با استفاده از فیلترینگ گتیس[1] (۱۹۹۵) رفع شده و در غیر این‌صورت به ادامهٔ کار پرداخته می‌شود. با توجه به فرمول آمارهٔ موران I خواهیم داشت:

$$I = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} \left(x_i - \bar{x}\right)\left(x_j - \bar{x}\right)}{\sum_i \left(x_i - \bar{x}\right)^2} \qquad (۱)$$

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

بعد از آن به‌منظور فراهم‌کردن بینشی بر روی پویایی‌های همهٔ توزیع‌های مقطعی در طول زمان، تحلیل پویایی‌های توزیع بررسی می‌شود. ایدهٔ 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، محاسبهٔ کرنل‌های تصادفی[2] است. این رهیافت براساس تخمین تابع چگالی احتمال شرطی متغیر y به‌شرط 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 (دورهٔ انتقال ۱۲ ماهه است). بنابراین تابع چگالی احتمال شرطی نشان‌دهندهٔ احتمالی است که یک استان به سطح خاصی از انحراف تورم خالص از میانگین مقطعی در زمان t+12، به‌شرط 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:

$$\hat{Y_i} = E\left(Y \mid X = x_i\right) = \alpha + \beta' x_i = \hat{m}\left(x_i\right) \qquad (۲)$$

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

$$\hat{Y_i} = \hat{m}\left(x_i\right) + u_i \qquad (۳)$$

---

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

2. Stochastic Kernels

در آمار غیرپارامتری به‌جای 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:

$$\hat{m}(x_i) = \int y \hat{f}_\tau(y|x)dy = \int \left(\frac{y\hat{g}(y,x)}{\hat{h}(x)} \right) dy \qquad (۴)$$

که $h(x)$ چگالی شرطی X در x است.

پس در نتیجه میانگین شرطی y به‌شرط x از طریق رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید:

$$\hat{f}_\tau(y|x) = \hat{g}_\tau(x,y) / \hat{h}_\tau(x) \qquad (۵)$$

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

$$\hat{g}_\tau(x,y) = \frac{۱}{nab} \sum_{i=۱}^{n} K\left(\frac{\|x - x_i\|_x}{a} \right) \left(\frac{\|y - y_i\|_y}{b} \right) \qquad (۶)$$

$$\hat{h}_\tau(x) = \frac{۱}{na} \sum_{i=۱}^{n} K\left(\frac{\|x - x_i\|_x}{a} \right) \qquad (۷)$$

در معادلات بالا a,b پارامترهای پهنای باند هستند که هموارى مناسبى را کنترل می‌کنند، n معرف تعداد استان‌هاست و $\|\cdot\|_x$ و $\|\cdot\|_y$ فاصلهٔ اقلیدسی را در فضای x و y به‌ترتیب نشان می‌دهد و $K(.)$ هم تابع کرنل اِپانچنیکوف[1] است.

تخمین‌زنندهٔ چگالی شرطی را می‌توان به‌صورت زیر هم نوشت:

$$\hat{f}_\tau(y|x) = \frac{۱}{b} \sum_{i=۱}^{n} w_i(x) K\left(\frac{\|y - Y_i\|_y}{b} \right) \qquad (۸)$$

که وزن آن برابر است با :

$$w_i(x) = K\left(\frac{\|x - X_i\|_x}{a} \right) \Big/ \sum_{j=۱}^{n} K\left(\frac{\|x - X_j\|_x}{a} \right) \qquad (۹)$$

1. Epanechnikov

رابطهٔ بالا نشان می‌دهد که تخمین چگالی شرطی در X=x توسط مجموع توابع کرنل در فضای وزنی y به‌دست‌آید. با استفاده از ماتریس وزنی تخمین‌زنندهٔ میانگین شرطی m را دوباره می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

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

هایندمن[1] (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، تخمین‌زنندهٔ بالا دارای اریب است. به‌منظور تصحیح این اریب تخمین‌زنندهٔ زیر پیشنهاد می‌شود:

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

به‌غیر از کاهش اریبی تخمین‌زننده، هایندمن راه جدیدی به‌منظور مجسم‌کردن چگالی‌های شرطی به نام‌های «چگالی شرطی انباشته» و «ناحیهٔ با چگالی زیاد» معرفی کرده است. شکل چگالی شرطی انباشته، تعداد چگالی‌های ترسیم‌شده کنار هم در یک گراف فضایی را نشان می‌دهد. نمودار بالاترین ناحیهٔ چگالی شرطی، نواحی‌ای را نشان می‌دهد که به‌عنوان کوچک‌ترین نواحی فضای نمونه، شامل احتمال مشخصی است (آربیا، باسیل و پایرس[2]، ۲۰۰۵: ۵-۵).

داده‌ها، متغیرها و نتایج پژوهش

در این پژوهش، به‌منظور 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 به‌صورت ماهیانه و برحسب سال پایه ۱۳۸۳ از سالنامهٔ آماری همان استان که توسط مرکز آمار ارائه می‌شود، استخراج شده است. نرخ تورم سالیانه در زمان t با π_t نشان داده می‌شود که از رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید :

1. Hyndman
2. Arbia, Basile and Piras

$$\pi_t = ۱۰۰\left(\ln P_t - \ln P_{t-۱۲}\right) \quad (۱۲)$$

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

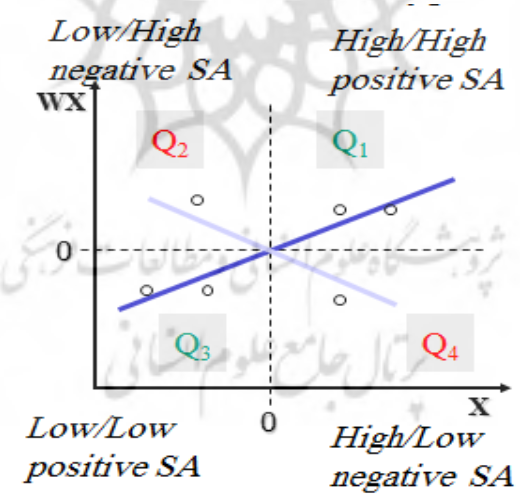
انحراف معیار مطلق تورم قیمت مواد غذایی از میانگین آن، با χ_t نمایش داده می‌شود که از رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید:

$$X_t = \left|\pi_t - \bar{\pi}_t\right| \quad (۱۳)$$

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

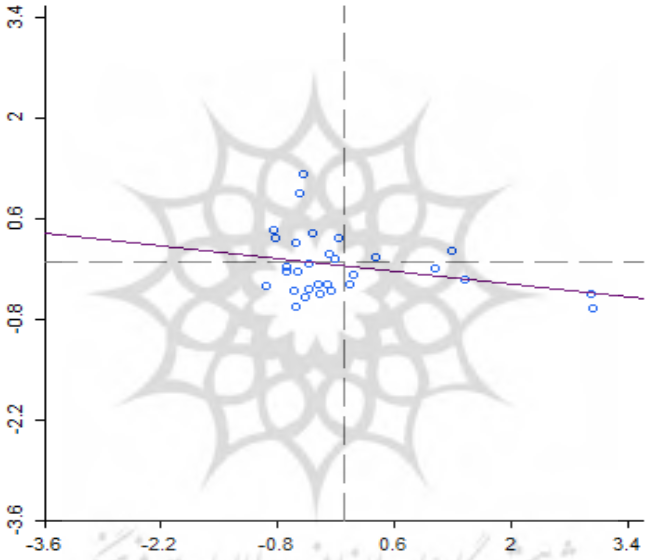
۱. نمودار پراکنش موران I

پراکنش موران I را اولین بار انسلین (۱۹۹۶) معرفی کرد که دیاگرام پراکنش بین x و وقفهٔ x نوع خودهمبستگی‌های فضایی را نمایش می‌دهد و درآن وقفهٔ فضایی با میانگین‌گیری همهٔ مقادیرx برای چند ضلعی‌های مجاور به‌دست 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). ناحیهٔ Q_2 مقادیری را نشان می‌دهد که کم هستند، ولی توسط همسایه‌هایی احاطه شده‌اند که مقادیر زیادی دارند. ناحیهٔ Q_3 نشان‌دهندهٔ مقادیری است که هم خودشان و هم همسایه‌هایشان کم‌اند و ناحیهٔ Q_4 مقادیر زیادی را نشان می‌دهد که توسط همسایه‌های با مقادیر 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 به‌شکل زیر است:



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

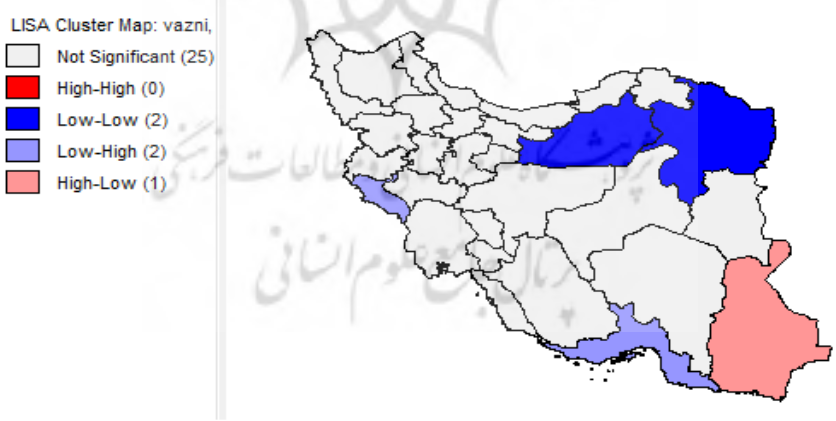
در این نمودار پراکنش موران I نشان‌دهندهٔ متوسط انحراف تورم مواد غذایی از میانگین برای هر استان در مقابل متوسط انحراف تورم غذایی از میانگین همسایه‌هایش است. قسمت سمت راست بالا استان‌هایی را نشان می‌دهد که انحراف نرخ تورم زیادی از میانگین دارند و همچنین توسط استان‌هایی با انحراف‌های تورم غذایی زیاد احاطه شده‌اند. ناحیهٔ 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 ناحیهٔ سمت راست بالا و سمت چپ پایین مواردی را نشان می‌دهد که خودهمبستگی فضایی مثبت دارند. همان‌طور که از شکل پیداست این خودهمبستگی برای نمونهٔ ما منفی شده است که توسط آمارهٔ موران I نیزمحاسبه شده است. خط روند در پراکنش با ضریب آمارهٔ موران I معادل است.

محاسبهٔ این آماره مقدار I=-.01289 را به‌دست می‌دهد و ازآنجا که این مقدار به صفر نزدیک است نشان‌دهندهٔ وابستگی فضایی پایین بین استان‌هاست، هرچند که آمارهٔ مورد نظر در سطح ۵ درصد معنادار نیست و نمی‌توانیم فرضیهٔ 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 آمارهٔ خودهمبستگی محلی، نمودار[1] زیر را رسم کرد:



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

1. Hot & Cold Spots

این نمودار بیان دیگری از پراکنش موران I است که با استفاده از آمارهٔ لیزا[1] 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 به‌منظور 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 ناحیهٔ چگالی [2] نشان‌دهندهٔ نواحی با چگالی زیاد است که به‌صورت متوالی هستند. یک ناحیهٔ با چگالی زیاد به‌عنوان کوچک‌ترین ناحیهٔ 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 نشان‌دهندهٔ چگالی‌های چندمدی به‌عنوان زیرمجموعه‌های منفصل در سطح است.

در شکل‌های چگالی شرطی انباشته‌شده (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 نمودارHDR) روی محور عمودی دارد. اگر بخش عمدهٔ توزیع روی خطی موازی محور x ها در نقطهٔ صفر پدیدار شود، نشان‌دهندهٔ آن است که هر انحراف موجود در زمان t تقریباً در زمان t+12 ناپدید می‌شود. اگر بخش عمدهٔ 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

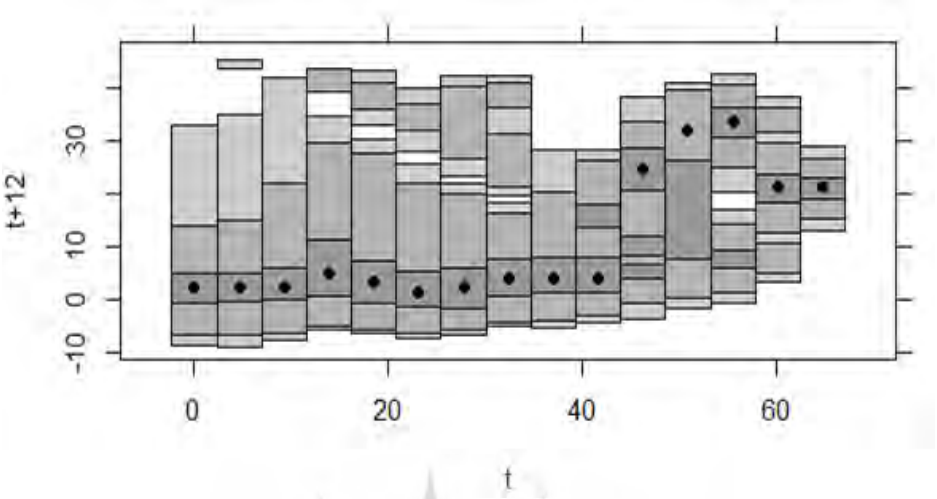
بیشتر از یک قله وجود داشته باشد نشان می‌دهد که از یک انحراف نرخ تـورم خـاص در زمان t، استان‌ها به دو نقطهٔ انباشته یا بیشتر از انحـراف تـورم تمایـل دارنـد (هاینـدمن، بشتنیک و گرونوالد[1]، ۱۹۹۶).

شکل بالاترین ناحیهٔ چگالی شرطی، متشکل از ستون‌هایی است کـه هـر سـتون بـه چندین ناحیه تقسیم شده است. با توجه بـه شـکل ۴، نـواحی HDRs شـامل ۲۵ ، ۵۰ ، ۷۵ و ۹۰ درصد است که به‌ترتیب از سایهٔ تیره شروع می‌شود و تا رنگ‌های روشن ادامـه پیدا می‌کند. تحلیل نقطهٔ مرکزی هم شـبیه مـد بـه ایـن صـورت اسـت کـه ارزش y را هنگامی که تابع چگالی در بیشترین حد خود قرار دارد، نشان می‌دهد. بالاترین مد بـرای هر تخمین چگالی شرطی منطبق بر نقطه‌ای بر روی شکل‌های بـالاترین ناحیـهٔ چگـالی شرطی است.

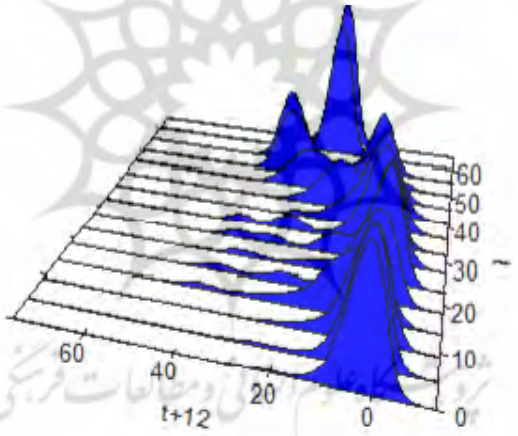
در مورد شکل‌های بالاترین ناحیهٔ چگالی شرطی مشاهده می‌شود که خط ۴۵ درجـه از مناطق ۲۵ یا ۵۰ درصد عبور می‌کند یا مناطق گفته‌شده مـوازی محـور افقـی اسـت. وقتی که اکثریت ۲۵ درصد یـا ۵۰ درصـد HDR توسـط خـط ۴۵ درجـه قطـع شـوند، می‌توان نتیجه گرفت که ماندگاری سخت و قوی در زمان کنونی وجود دارد. ایـن بـدین معناست که بیشترین مشاهدات از متغیـر در همـان موقعیـت بعـد از دورهٔ انتقـال بـاقی می‌مانند. اگر خط ۴۵ درجه از ۷۵ درصد HDR ها عبور کنـد، مانـدگاری کـم و پویـایی دوران توزیعی بیشتری وجود دارد. همچنین اگر اکثریت ۲۵ یا ۷۵ درصـد HDR توسـط خط افقی گذرنده از محور عمودی در نقطهٔ صفر عبور داده شود، روند همگرایی قـوی‌ای وجود دارد. در حالی که اگر اکثریت ۷۵ درصد HDR توسط همین خط گذر داده شـود، همگرایی ضعیف غالب می‌شود یا به‌عبارت دیگـر بـا هـر انحرافـی از میـانگین در دورهٔ t، اختلافی از میانگین در دورهٔ t+12 وجود نخواهند داشت.

شکل‌های ۴ و ۵، نشان‌دهندهٔ نتایج تحلیل پویایی‌های توزیع است. شایان ذکر اسـت که در این مطالعه از تخمین‌زننده‌ها و ابزار بصری معرفی‌شده توسـط هاینـدمن اسـتفاده شده و با استفاده از نرم‌افزار R تخمین زده شده است.

1. Hyndman, Bashtannyk and Grunwald



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



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

همان‌طور که در شکل ۴ مشاهده می‌شود ازآنجا که نـواحی ۲۵ و ۵۰ درصـد مـوازی محور افقی در نقطهٔ صفر است، انحراف از میانگین بعـد از دورهٔ انتقـال رفـع مـی‌شـود 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 زمینهٔ 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 دورهٔ فروردین ۱۳۸۵ تا اسفند ۱۳۹۱ تحلیل و ارزیابی شود.

یکی از تکنیک‌هایی که به‌طور معمول در تحلیل پویایی‌های توزیع استفاده می‌شود، محاسبهٔ کرنل‌های تصادفی است که به‌منظور تجسم چگالی‌های شرطی از دو راه چگالی شرطی انباشته (SCD) و ناحیهٔ با چگالی زیاد (HDR) استفاده می‌شود. شکل چگالی انباشته، تعداد چگالی‌های ترسیم‌شده کنار هم در یک گراف فضایی را نشان می‌دهد. نمودار بالاترین ناحیهٔ 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 دورهٔ مورد بررسی تأیید می‌کند. این موضوع گویای آن است که بعد از دورهٔ 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. ()))))))) ggggg-run g tt mitttt f fff fttt t .. rrttt tll eeee errrrr ii PPPP Discussion Paper no. 5149.

2. Anand, R. & aaaaa SSS ()))))))))))))) ll iii ee Iiii ee frr Trr gtt igg Iff lttt i rrrrr r Immmlhtt aa rktt """" NBRR rrr kigg rrrrr r rrr iss 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 Discusiion Papers 05-T-11, University of Illinois.

5. Beck, G., Hubrich, K. & M. Marcellino. ())))))))))))llll Iff ltt i Dynamics Within and Across Euro Area Countries and a Comparison witttt ttttttt ttttt tt ssmmmmmmmmhhhhhmmyy1111111-1184.

6. Bukeviciute L., Dierx, L. & F. Ilzkovi. ())))))))TT fttttt iiii gg ff t f llllll l aaai it ff fcct f rr iee i t eeeeee eeeUii European Commission Occasional Papers 47.

7. Busetti, F., Fabiani, S., & Hrr vyy A ())))))))vvvvvvvvgccc ff iii ee Rtt ss ff Iff ltt i ff rr Bll ltt i ff mmmmmmmm aaatitt iss Vll pp. 863-877.

8. Busetti, F., Forni, L., Harvey, A. & F. Venditti ()))))))) II ff ltt i Convergence and Divergence withi t eeeeee eee eeee trr yr U International Journal of Central Banking 3, 95-121.

9. Catão, L.A.V. & R. Chang. ())))))))) rr l ee eeee trr y iiii yyIIrrrrrr r iggrrrrrr rrrr ....

10. Cavallero, A. (2011). "The convergence of inflation rates in the EU-12: A distribution dynamics approach." Journal of Macroeconomics333, 341-357.

11. Cecchetti, S. G., Mark, N. C., & R. J. Sonora. ())))))))rrr iee i rr gccc mnggggg iii t tttt ss ii tiss Itt rr ttt illll mmmmmmmmRvvi 43, 1081-1099.

12. Dll ggaar T ())))))))rrr oduct market competition in Slovenia: Stylized fcct lll iyy aaallgggss rrrrr rrr ssttt tt t Bkkk ff vvvviii Research Seminar on Contemporary Macroeconomic Issues: Challenges and Policies. Ljubljana.

13. Fan, S.C. & X ee i ()))))))))) iee I vvvrr gccc i Cii """""" rrrrr r presented in the APEA Conference, University of Washington, Seattle, USA.

14. kkkkkkk ())))))))rrr iee Cvvvrr gccc i t UU ttttt ty ggg aa rktt mmmmmmmmBBBhltt i1111111-11.

15. lGtt i A ()))))))) ttttt tll filtrr igg i rggrssii framkkkkkkkkkI:: Anselin L, Florax R (eds) New directions in spatial econometrics, pp 172-185. Springer, Heidelberg Berlin New York.

16. Hll mss((((((((((((((((((((tttt eeevicccc iiiiii ii lttivvvvvvvwwgcccciii ttt eeeeee eeeeeeeeeeee lll immmmmmmmmmtttttttn trr 55555555-58.

17. Hyndman, R. J., Bashtannyk, D. M. & G. K. Grunwald. (1996). tttt imtt igg Viaaalizigg Ciiii tillll Dsss itiss Jrrr lll ff Computational and Graphical Statistics. 5, 315-336.

18. & D llll l ())))))))IIffltti vvvvrrgccc witii t European Uii ::: A eeee l ttt aaalll yii""""Itt rr ttt illll Jrrr lll ff aaaaeee and Economics, 2, 189-98.

19. Kutan, A.M. & Yigit T ()))))))) llll l Nmmilll ccccsss ti Cvvvrrgccc:: AAttt NEEEEEUmmmmrrr RaayyttJJJii trrrrrr rrr ???? Journal of Comparative Economics, Vol. 33(2), pp.387- 400.

20. ttttt tt i A ()))))))) iee iffltti rttss i t oooo-zone: Dittrittt i yymmiss Cvvvrrgccc aaalyii""""mmmmmmmRssaar International, Special Issue: Economics of Agricultural and Food Markets.

21. Liontakis, A. & Papaaa CTT ()))))))))) aaaatti Cvvvrrgccc Dittrittt i Dymmiss ff ee Iffltti Rttss i UUUUUA Working Paper Series No2010-6.

22. Lopez, C. & DHHllllll l ())))))))TTsstigg frr Grppp-Wise Convergence witiiiiiiiiii ii titttt aaaaaaaaaaaaaffltti MPRA Paper No. 20585.

23. Lünnemann, P. & T aa t ())))))))wwwwrrr iittttt i Diaaggrggtt Inflation? An Analysis Across EU15 Countries and HICP Sub-iiii ee"""" European Central Bank Working Paper, No. 466.

24. Nggyyss J ()))))))) ggggillll iffltti ittttt tial structure in mtttt rryiiii MMMMMMrrrrrr rr 1111111

25. Nath, H.K. & K. Tochkov. (2012). llll tt iv if fttt yymmmss s UU mmmrrr ttttt tiss ff Cttt rll tttt rr eeeeee eeee ii riaal Economics, forthcoming.

26. Rrrrr t J ()))))))) MMttt rry iiii yy ddd Iffltti Dymmiss International Journal of Central Banking, 2,193-230.

27. Rggrr J H ())))))))rrr iee vvvll Cvvvrrgccc Rlltt iv iii ee Iffltti i eeeeee eeeBrrr ff Gvvrrrrr ff t rrrrr rr Rssrrv yyttmm International Finance Discussion Paper 699.

28. a a))))))) sssssss srrr rggg g ll fff f i ee
If fttt tIIIII rIIIII r rggrrrrrr Arrii aaaiiiiiii iirrrrrrr rr ttt ///// /// ...

29. Weber, A. A. & Bcck G ()))))))) rrr iee tt iii lity iff ltt i
convergence and diversity in EMU: Does one size fit all? aa ccccritt
Goethe University, Frankfurt.

30. Zff frr iii))))))))))))))))))) rrr eeegggggggrggtt iffffff fffff ff DDmmmin
eeee liii rrrrr r mmmmmmmmJJJ.rrr lll fffmmmmmmmmmmss555555555502.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی