

هدفگذاری تورمی و توازن نرخ بهره واقعی: رویکرد اصلاح جهت گیری

چکیده

این مقاله به بررسی این که آیا هدفگذاری تورمی از طریق یک رویکرد اصلاح جهت گیری تحت وابستگی مقطعی بر توازن نرخ بهره ی واقعی تاثیر (RIP) می گذارد، می پردازد. روش تنظیم متوسط بازگشتی (RMA) که توسط و سو و شین (1999) و شین و سو (2001) پیشنهاد شده است برای اصلاح جهت گیری رو به پایین در آزمون های ریشه واحد پانل و در برآوردهای نیمه عمر تفاوت های نرخ بهره ی واقعی برای کالاهای معامله شده و غیر معامله شده استفاده شده است. یافته های تجربی بسته به اینکه آیا ماز روش RMA استفاده کنیم یا خیر متفاوت است. از همه مهمتر اینکه، نتایج تجربی نشان می دهد که زمانی که اقتصادهای همگن بیشتری در شرایط رژیم هدفگذاری تورمی درگیر می شوند، متوسط بازگشت قوی تر و فاصله ی اطمینان بسیار کم تر می شود. بنابراین، هدف قرار دادن تورم نقش مهمی در ارائه ی شواهد و مدارک مناسب برای RIP در بلندمدت بازی می کند.

مقدمه

مقاله ی حاضر به بررسی این که آیا تأثیرات هدفگذاری تورمی از طریق رویکرد اصلاح جهت گیری تحت وابستگی مقطعی توازن نرخ بهره ی واقعی (RIP) را تحت تاثیر قرار می دهد یا خیر پرداخته است. RIP از توازن بهره ی پوشش داده نشده (UIP) و توازن قدرت خرید (PPP) تشکیل شده است که با هم متضمن توازن نرخ های واقعی سود در بازارهای ارز خارجی است. در واقع، فرض توازن نرخ بهره واقعی در تمام کشورهایی که درجه بالایی از تحرک سرمایه بعلاوه ی سطح بالایی از نفوذ فن آوری دارند وجود دارد که به عنوان یک فرض مهم در روش پولی اولیه برای تعیین نرخ ارز عمل می کند. RIP همچنین به منظور بررسی مجموعه ای از پرسش های کلیدی در اقتصادهای کلان اقتصاد باز در مورد کارآمدی تخصیص سرمایه، نوسانات مصرف و رشد اقتصادی استفاده شده است. اگر چه اهمیت

نظری RIP و همچنین اعتبار آن برای مسائل تجزیه و تحلیل مربوط به سیاست های پولی و مالی مهم هستند، حمایت و تایید تجربی RIP در پیشینه ی تحقیقات دشوار است.

تعدادی از مطالعات کشورهای OECD از RIP بلندمدت در داده های پانل حمایت کرده اند. یک توضیح مشترک برای این یافته این است که افزایش مقدار اطلاعات در مورد نرخ های بهره ی واقعی معمولاً قدرت آزمون های ریشه واحد را افزایش می دهد و بر موضوع قدرت کم مطالعات اولیه ی ریشه واحد تک متغیره غلبه می کند. از سوی دیگر، رز (2014) نشان می دهد که وجود بازار اوراق قرضه تحت هدف گذاری تورم با تورم پایدار ارتباط دارد زیرا این سیاست از تورم پایین به طور موثر حفاظت می کند. همانطور که توسط سونسون (2000)، میشکین و اشمیت-هبل (2007)، و کیم (2014) نشان داده شده است درجه ی بالای شفافیت و پاسخگویی سیاست پولی نه تنها اختلاف در نرخ تورم بلکه در نرخ ارز واقعی در یک افق بلند را محدود می کند، در نتیجه نرخ های ارز واقعی به یک مقدار معنی دار نسبت به موارد دیگر حکومت های پولی ثبات پیدا می کنند. از زمانی که در زلاندنو هدفگذاری تورمی در سال 1990 به تصویب رسید.

کشورهای مختلف صنعتی و در حال ظهور به صراحت با از یک هدف تورمی به عنوان لنگر اسمی خود استفاده کرده اند. همانطور که توسط سونسون (2000) و میشکین و اشمیت-هبل (2007) نشان داده شده است آنچه ساخته شده این رژیم سیاست های پولی را ویژه و خاص کرده است تعهد دولتی صریح و روشن به ثبات تورم به عنوان هدف اصلی سیاست و تاکید بر شفافیت سیاست پولی و پاسخگویی بود. از ویژگیهای این رژیم سیاست پولی جدید: (1) اهداف تورمی کمی صریح، (2) یک رویکرد سیاست مبتنی بر یک ارزیابی از آینده ی پیش رو، یعنی استفاده از پیش بینی تورم مشروط داخلی به عنوان واسطه ی هدف قرار دادن متغیرها، و (3) درجه بالایی از شفافیت و پاسخگویی.

سونسون (2000) یک چارچوب نظری برای اقتصاد باز کوچک با کانال های نرخ ارز برای انتقال سیاست پولی به تورم ارائه می کند و شواهدی نشان می دهد مبنی بر این که هدفگذاری تورمی اختلاف در قیمت های نسبی را کاهش می دهد، واریانس های بلند مدت بی قید و شرط نرخ های ارز واقعی در موارد هدفگذاری تورمی انعطاف

پذیر کوچکتر از واریانس های دیگر موارد هستند. علاوه بر این، شواهد تجربی از جمله میشکین و اشمیت-هبل (2007) در مورد ارتباط بین هدفگذاری تورمی و اقدامات خاص عملکرد اقتصادی نیز نشان می دهد که هدف قرار دادن نرخ تورم با بهبود عملکرد اقتصاد کل در آن سطوح تورم مرتبط است، نوسانات تورم و نرخ های بهره پس از آن که کشورها هدف گذاری تورم را به تصویب رساندند کاهش یافته است. فرضیه ی مهم در مطالعه ی حاضر این است که اگر نظریه و شواهد درست باشند و در همان زمان اگر PPP بهتر نگه داشته شده بود و بازار اوراق قرضه با تورم کم در کشورهای تحت هدف گذاری تورم در ارتباط بود، هدفگذاری تورمی نقش مهمی در ارائه ی شواهد و مدارک مناسب برای RIP بازی می کند.

یک مسئله اساسا و تجربی مهم تا مطالعه ی حاضر میزانی است که می توان حرکات کالاها و بازارهای سرمایه را در سراسر کشورها از طریق سطح یکپارچگی اقتصادی اندازه گیری کرد. پاسخ به این سوال به درجه ی یکپارچگی اقتصادی بین بازارهای سراسر اقتصادها بستگی دارد. بدلیل تداوم بالای نرخ بهره و همچنین قیمت کالاها، حداقل مجذور (LS) برآوردهای توازن ممکن است به نظر رسد از یک جهت گیری رو به پایین در ضریب همبستگی مداوم رنج می برند، که این متضمن این نکته است که شرایط توازن از آنچه که حقیقتا هست با ثبات کمتری برآورد شده است. به منظور اصلاح این جهت گیری، اندروز (1993)، اندروز و چن (1994) و هانسن (1999) روش هایی مانند برآوردگر متوسط-جهت گیری نشده و روش های بوت استرپ شبکه پیشنهاد کرده اند. با این حال، در حالی که این جهت گیری بالقوه در پیشینه ی تحقیقات از زمان یافته های بدوی کندال (1954) به رسمیت شناخته شده است هیچ مطالعه ی تجربی تا کنون برآورد تصحیح جهت گیری را به منظور بررسی تاثیر هدفگذاری تورمی بر RIP را انجام نداده است.

نکته ی مهم دیگر برای درک شرایط توازن وابستگی مقطعی است. آزمون های ریشه واحد پنل به طور گسترده ای به منظور بررسی PPP و RIP به کار گرفته شده اند، با این حال، نتایج چنین آزمایشاتی با وابستگی مقطعی کمتر PPP و یا RIP را در مقایسه با آزمون های بدون وابستگی مقطعی تایید می کنند. علاوه بر این، فیلیپس و سول (2003) نشان می دهند که اگر وابستگی مقطعی جدی در داده ها وجود داشته باشد و این در برآورد نادیده گرفته

شده است، بهره وری برآورد می تواند کاهش یابد در نتیجه برآوردگر پانل LS ممکن است سود بهره وری کمی طی معادله ی تک LS ارائه کند. بنابراین، بررسی اینکه آیا هدف قرار دادن تورم برای RIP علاوه بر عوامل دیگر مانند شاخص های قیمت و وابستگی مقطعی جهت گیری اصلاح شده در داده های پانل نقش مهمی دارد یا خیر جالب است.

برای آزمودن نفوذ هدفگذاری تورمی در این زمینه و به منظور برآورد نیمه عمر، ما از تنظیم میانگین بازگشتی (RMA) که توسط سو و شین (1999) پیشنهاد شده است استفاده کرده ایم. طبق روش سو و شین، برآوردگر RMA از لحاظ محاسباتی مناسب و قدرتمند است و در بسیاری از مطالعات به کار گرفته شده است. به عنوان مثال، تیلور (2002) در میان بسیاری دیگر RMA مبتنی بر آزمون ریشه واحد فصلی را به کار گرفته است و سول و همکارانش (2005) از RMA برای برآورد ناهمسانی و همبستگی پایدار استفاده کرده اند. علاوه بر این، چوی و همکارانش (2010) یک RMA مبتنی بر روش اصلاح جهت گیری برای داده های پانل پویا طراحی کرده اند و چوادیک و پیسران (2015) از RMA به منظور روش اثرات همبستگی مشترک برای مدل های داده های پانل ناهمگن با متغیر وابسته عقب افتاده استفاده کرده اند. آنها درمی یابند که برآورد کننده های پیشنهاد شده عملکرد رضایت بخشی برای اصلاح جهت گیری دارند.

در این مطالعه، روش تصحیح جهت گیری در نسخه های آزمون آیم و همکارانش (2003) که به لحاظ مقطعی تقویت شده هستند (IPS) و پیسران (2007) (CIPS) برای داده های پانل اعمال شده است. روش RMA نیز برای برآورد نرخ های همگرایی به RIP برای هدف قرار دادن تورم و کشورهایی که هدف گذاری تورم را ندارند به درستی و بدون جهت گیری مورد استفاده قرار گرفته است. علاوه بر این، برای جلوگیری از امکان جهت گیری افزوده ی ناشی از پویایی های ناهمگن در قیمت های افزوده ی بخش متقابل، ما از داده های مصرف بخشی توسط نوع و تعدیل کننده های ضمنی برای کالاهای بادوام و مصرف های خدمات برای ساخت نرخ های بهره ی واقعی کالاهای با دوام و مصرف خدمات، به ترتیب در میان هفت کشور صنعتی شده استفاده کرده ایم. مقایسه های مصرف خدمات و

کالاهای بادوام از جمله شاخص بهای تولیدکننده (PPI) و شاخص قیمت مصرف کننده (CPI)، بین هدفگذاری تورمی و غیر تورمی و با و بدون وابستگی مقطعی انجام شده است.

یافته های تجربی بر اساس نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد پانل ارائه شده در اینجا بسته به اینکه ما از RMA استفاده کرده ایم یا خیر متفاوت است، همانطور که در مورد نرخ های همگرایی برحسب برآوردهای نیمه عمر نیز همینگونه است. با وجود شاخص های قیمت، مقیاس های ارزها و وابستگی مقطعی، برآورد نیمه عمر به طور مداوم نشان می دهد که کشورهای با هدفگذاری تورمی نیمه عمر کوتاه تری نسبت به سایر کشورها دارند، در حالی که نیمه عمر همه ی کشورها بین این دو قرار دارد. نتایج تجربی بیشتر نشان می دهد که هدفگذاری تورمی اختلاف در نرخ های بهره ی واقعی را کاهش می دهد، در نتیجه زمانی که کشورهای با هدفگذاری تورمی بیشتری وارد شده اند شواهد مطلوب تری برای RIP ارائه می شود. علاوه بر این، به خصوص تحت هدف قرار دادن تورم، نتیجه احتمالا منجر به ارزهای مقیاس، شاخص قیمت و یا وابستگی مقطعی حساس نمیشود؛ با این حال، اصلاح جهت گیری کند تمایل به رد کردن فرضیه ی ریشه واحد با وابستگی مقطعی رادر نمونه مان افزایش نمی دهد.

2. مدل اقتصاد سنجی و برآورد

$$rt - rt^* = \epsilon t$$

نرخ بهره اسمی (خارجی) داخلی است و $i(i^*)$ ، $rt^* = it^* - (pt^* - p^*) + 1$ ، $rt = it - (pt - p) + 1$ که در آن

$p(p^*)$ لگاریتم قیمت کالاهای معامله شده (خارجی) داخلی در زمان t است. تحت شرایط داوری کامل در کالاهای معامله شده و بازار های سرمایه، معادله ی (1) به آزمون های توازن بین المللی مربوط است. با توجه به این واقعیت کهد خطای ترکیبی که ناشی از خطاهای مربوط به انتظارات در UIP است، مشروط به مجموعه اطلاعات موجود ثابت است، معادله ی (1) نشان می دهد که RIP پس از یک دوره ی زمانی، از نظر کالاهای معامله شده بین کشورهای داخلی و خارجی تعریف شده است.

برای تست کردن رابطه ی بلندمدت در معادله ی (1)، ابتدا ما رگرسیون زیر را در نظر گرفتیم:

$$\epsilon_t = \alpha + \beta\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$$

که در آن ϵ_t تفاوت نرخ بهره واقعی در زمان t است، و ϵ_t خطای سر و صدا است. همانطور که در بالا ذکر شد، جهت گیری بالقوه رو به پایین در برآوردگر LS برای β وجود دارد و این می تواند به طور ویژه به عنوان مقدار واقعی وحدت رویکردهای پارامتر شدت بگیرد. برای غلبه بر این جهت گیری، ما از برآوردگر RMA پیشنهادی سو و شین (1999) و شین و سو (2001) استفاده کرده ایم. با تعریف میانگین بازگشتی، $\epsilon_t = (T - 1) \sum k \epsilon$ و بازنویسی معادله ی (2) این معادله را بدست آوردیم:

$$\epsilon_t - \epsilon_{t-1} = \beta RMA (\epsilon_{t-1} - \epsilon_{t-1})$$

از نظر سو و شین و (2001)، βRMA این جهت گیری را به میزان قابل ملاحظه ای در مقایسه با برآوردگر LS از β کاهش می دهد. گسترش برآورد RMA به داده های پانل مستقیم است. در مورد یک مدل پانل پویا، ما ابتدا در نظر گرفتیم که ϵ_t در معادله ی (2) مجاز است به طور نوبتی برای کشورهای i ($i=1, 2, \dots, N$) در زمان t ارتباط همبستگی داشته باشد و یک ساختار عامل مشترک تکی دارد:

$$\epsilon_{it} = \gamma_i f_t + \epsilon_{it}$$

که در آن f_t یک عامل مشترک مشاهده نشده است، γ_i بارگذاری عامل منحصر به فرد است و ϵ_{it} یک خطای ویژه ی سر و صدا سفید است. سپس آزمون های IPS و CIPS همراه با RMA به منظور بررسی ثبات تفاوت های نرخ بهره واقعی استفاده شدند. با پیروی از مدل شین و همکارانش (2004)، یک آزمون بر اساس نسبت t برآورد b_i توسط LS در رگرسیون دیکی-فولر (CADF) مقطعی همراه با RMA برای هر واحد مقطعی، همانطور که توسط پسران (2007) پیشنهاد شده است در نظر گرفته شده است،

$$\Delta \epsilon_{it} = b_i (\epsilon_{it} - \mu_i) + c_i (\epsilon_t - \mu_i) + \sum d \Delta \epsilon + \sum \delta \Delta \epsilon + \eta$$

که در آن $\Delta \epsilon_{it} = \epsilon_{it} - \epsilon_{i,t-1}$ ، $\mu_i = \epsilon_i T = (T - 1) \sum s \epsilon$ ، لگاریتم طول تعیین شده توسط روش کل به خاص حال (1994) است و η_{it} اختلال منحصر به فردی است که به صورت مقطعی و مستقل فرض شده است. با توجه به

نظریه ی پیسران (2007)، میانگین های مقطعی $\Delta \epsilon_{it}$ و ϵ_{it-1} در معادله ی (5) به عنوان یک شامل نماینده برای عامل مشترک ft مشاهده نشده درج شده است. فرضیه ی صفر، $H_0: b_{\tau i} = 0$ ، برای تمام i در برابر جایگزین ناهمگن

$H_1: b_{\tau 1} < 0, \dots, b_{\tau N} < 0, N_0 \leq N$ در مجموعه ی کامل پانل تست شده است. همراستا با یافته های آیم و همکارانش (2003)، پیسران (2007) آزمون CIPS را پیشنهاد کرده است:

$$CIPS_{\Sigma N} = CADF_{1i} N_i$$

(6)

که در آن $CADF_i$ آمار $CADF$ برای واحد مقطعی i ام در معادله ی (5) است. توزیع آمار CIPS حتی برای N بزرگ غیر استاندارد نشان داده شده است. ما آزمون ریشه واحد پانل دیگری یعنی آزمون IPS را هم استفاده کردیم، که بر اساس نسبت t برآورد LS از b_i در معادله ی (5) بدون شرایط میانگین سطح مقطع است. در مقایسه با آزمون CIPS، که توزیع همانطور که در بالا اشاره شد حتی برای N بزرگ غیر استاندارد نشان داده شده است، در این روش فرض می شود که سری های زمانی منحصر به فرد است به صورت مقطعی و به طور مستقل توزیع شده است.

3. نتایج تجربی

ما از داده های فصلی از سال 1974 تا 2012 استفاده کرده ایم. نرخ بهره اندازه گیری مان نرخ سه ماهه ی لایحه ی وزارت خزانه داری آمارهای مالی بین المللی و جریان داده ها اقتباس شده است. برای اندازه گیری نرخ های تورم، علاوه بر CPI و PPI، ما از کالاهای بادوام و مصرف خدمات که بر اساس نوع طبقه بندی کرده ایم برای هفت کشور زیر استفاده کرده ایم: کانادا، فرانسه، ژاپن، ایتالیا، سوئد، انگلستان و ایالات متحده. برای ساخت نرخ تورم برای کالاهای داد و ستد شده و نشده محصولات ما از تعدیل کننده های ضمنی به ترتیب برای کالاهای بادوام و مصرف خدمات استفاده کرده ایم. برای CPI و PPI، به عنوان نماینده های قیمت های کالاهای معامله نشده و معامله شده، ما 11 کشورهای OECD زیر را بررسی کرده ایم: بلژیک، کانادا، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن، نیوزیلند، اسپانیا، سوئد، انگلستان و امریکا.

هر چند برخی از اقتصادهای صنعتی مانند اتحادیه ی پولی اروپا ، ایالات متحده، ژاپن، و سوئیس بسیاری از عناصر اصلی هدف قرار دادن تورم را برای خود شبیه سازی کرده اند ، پنج کشوری که به صراحت در هدفگذاری تورمی شرکت کرده اند تنها به دلیل در دسترس بودن داده ها در نظر گرفته شده اند. نرخ تورم مورد استفاده برای تولید نرخ بهره ی واقعی پس از یک دوره ی زمانی در مطالعه ی تجربی مان با در نظر گرفتن نرخ های تورم واقعی از دوره ی t به دوره ی $t + 1$ محاسبه شده است. برای تست اینکه آیا هدف قرار دادن تورم RIP را تحت تاثیر قرار می دهد یا خیر ، ما کشورها را بر اساس اینکه آیا بانک های مرکزی شان IT اتخاذ کرده اند یا خیر طبقه بندی کرده ایم. بنابراین کشورهایی که در هدفگذاری تورمی در این مطالعه شرکت کرده اند نیوزیلند (1990)، کانادا (1991)، انگلیس (1992)، سوئد (1993)، و اسپانیا (1994) هستند و جدول 1 خلاصه ی این کشورها است. علاوه بر این، بدلیل این که بسیاری از محققان به مشکل ناشی از انتخاب ایالات متحده به عنوان کشور پایه اشاره کرده اند، کشورهای دیگر، از جمله ایتالیا برای کالاهای بادوام و مصرف خدمات و آلمان برای CPI و PPI ، نیز کشورهای پایه در این مقاله در نظر گرفته می شوند.

جدول 2 نتایج تست های ما برای وابستگی مقطعی ارائه شده است. تست کلی تشخیصی که توسط پیسران (2004) پیشنهاد شده است برا آزمودن اینکه آیا وابستگی مقطعی در داده های ما وجود دارد یا خیر مورد استفاده قرار گرفته شده است. ما رگرسیون ADF تکی برای هر کشور گرفته ایم و ضرایب همبستگی مقطعی باقیمانده های این رگرسیون ها را در پانل محاسبه کرده ایم. همانطور که می توان مشاهده کرد، فرضیه ی عدم وجود وابستگی مقطعی است که به شدت در تمام موارد رد شده است. از این رو، ما باید CIPS و CADF را قابل اعتماد تر از IPS یا ADF در نظر بگیریم.

جدول 3 نتایج حاصل از آزمون های مبتنی بر پانل، یعنی تست های مرسوم IPS و CIPS با یا بدون RMA را برای تفاوت های نرخ بهره ی واقعی کالاهای با دوام و مصرف خدمات از جمله CPI و PPI را گزارش می کند. مقادیر p از خود راه اندازهای غیر پارامتری به منظور ارائه ی یک مرجع دقیق گرفته شده اند. به طور کلی، به نظر می رسد نتایج این را نشان می دهد که اصلاح جهت گیری لزوما تمایل به رد فرضیه ی ریشه واحد، به ویژه برای آزمونهای CIPS

در نمونه‌ی مان را افزایش نمی‌دهد به طور خاص تر، نتایج تجربی از آزمون‌های IPS و CIPS به دست آمده است که بسته به اینکه آیا ما از RMA استفاده کرده ایم یا خیر زیرا تست‌های IPS استاندارد ردیات قوی تری برای فرضیه‌های صفر نشان می‌دهد تا تست‌های وابستگی مقطعی و RMA، در حالی که آزمونهای CIPS بدون RMA برحسب میزان رد در بین این دو قرار می‌گیرند، که این را یادآوری میکند که وابستگی مقطعی برای شرایط توازن هنوز هم در موارد ما مهم هستند. این شواهد تجربی نشان می‌دهد که LS توازن را از آزمونهای IPS و CIPS تخمین می‌زند که به نظر می‌رسد از جهت گیری رو به پایین در ضریب همبستگی رنج می‌برند. با این حال، این امر در مورد آزمونهای CIPS با RMA، که در آن میزان رد به نسبت تست‌های IPS و CIPS کمتر است، صدق نمی‌کند. با توجه به شواهد تجربی مان، کشورهای هدفگذار تورم با کالاهای بادوام در مقایسه با تمام و سایر کشورهایی که هم کالاهای بادوام و هم مصرف خدمات و همچنین CPI و PPI دارند حمایت بیشتری از شرایط RIP می‌کنند.

جدول 4 برآورد نیمه عمر و 95٪ شکاف اعتماد بر اساس رگرسیونهای ADF، CADF، و متوسط تنظیم شده‌ی بازگشتی CADF (RMACADF) را نشان می‌دهد. برای ارزیابی نرخ‌های همگرایی، ما ابتدا سیستم را با استفاده از رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) و انجام آزمون‌های نسبت احتمال (LR) برای محدودیت‌های همگندر سراسر سیستم برآورد کرده ایم. ما دریافتیم که هیچ یک از آزمون‌های فرضیه‌ی تهی را در سطح معنی‌دار 5٪ رد نمی‌کنند، و در نتیجه ما مدل (p)AR پانل ساده با محدودیت همگن برای ADF، CADF و RMACADF در سراسر سیستم با استفاده از SUR را دنبال کردیم. 95٪ شکاف اعتماد با شبیه‌سازی‌های راه‌انداز غیرپارامتری محاسبه شده‌اند. برآوردهای نیمه عمر برای کشورهای هدفگذار تورم و سایر کشورها دو ویژگی متمایز را نشان می‌دهد. اولاً، در مقایسه با نیمه عمر CADF با آزمونهای RMA از برآوردهای نیمه عمر LS با یا بدون وابستگی مقطعی به طور جدی رو به پایین جهت‌گیری شده‌اند. به عنوان مثال، زمانی که دلار ایالات متحده به عنوان ارز پایه استفاده شده است، تخمین زده نیمه عمر RMA تحت وابستگی مقطعی برای کشورهای با هدفگذاری تورمی 0.62 و 1.41 سال است، و برای سایر کشورهای 1.43 و 2.30 سال برای به ترتیب کالاهای بادوام و PPI است، در حالی که نیمه

عمر خدمات و CPI از 1.32 و 1.64 سال برای کشورهای با هدفگذاری تورمی و 2.32 و 2.95 سال برای سایر کشورهای غیر هدفگذاری تورمی متغیر است.

علاوه بر این، 95٪ شکاف اطمینان این را نشان می دهد که محدوده ی نیمه عمر در گروه هدفگذار تورم باریک تر از سایر کشورها است. علاوه بر این، برآوردهای نیمه عمر LS با یا بدون وابستگی مقطعی نیمه عمر بسیار کوتاه تری نسبت به نیمه عمرهای با وابستگی به RMA و مقطعی برای کشورهای با هدفگذاری تورمی و غیره ارائه می دهد. مهمتر آنکه، تفاوت معنی داری بین کشورهای با هدفگذاری تورمی و سایر کشورها از لحاظ نرخ همگرایی وجود دارد، این یادآوری میکند که تخمین های نیمه عمر برای کشورهای با هدفگذاری تورمی معمولا کوتاه تر از سایر کشورها است، در حالی که تخمین ها برای همه ی کشورها در میان این دو است. یک بار دیگر، صرف نظر از اینکه RMA استفاده شده است یا خیر، شواهد تجربی مان به طور مداوم نرخ همگرایی کوتاه تر برای کشورهای با هدفگذاری تورمی با کالاهای معامله شده نسبت به همه و سایر کشورها با هر قیمتی نشان می دهد.

یافته های تجربی اصلی ما برای RIP تحت هدفگذاری تورمی سه برابر هستند. اولاً، به نظر می رسد RIP برای کشورهای با هدفگذاری تورمی به شدت از سوی داده های استفاده شده در این مطالعه پشتیبانی می شود. همانطور که هم کشورهای با هدفگذاری تورمی و هم کشورهای بدون هدفگذاری تورمی به منظور بررسی RIP در مقاله ی حاضر مورد مطالعه قرار گرفته اند، نتایج به دست آمده از آزمایش های ریشه واحد پانل و برآوردهای نیمه عمر ثابت هستند و در نتیجه فرضیه ی RIP در میان کشورهای با هدفگذاری تورمی در مقایسه با تمام و کشورهای بدون هدفگذاری تورمی بیشتر تایید می کند. نتایج این گروه دومی به احتمال زیاد تا حدودی به کالاهای بادوام و مصرف خدمات، شاخص قیمت، کشورهای پایه، و وابستگی مقطعی حساس هستند. با این حال هم آزمونهای IPS و CIPS با یا بدون RMA به شدت فرضیه ی صفر را برای کشورهای با هدفگذاری تورمی ارزشهای پایینتر P در مقایسه با کشورهای بدون هدفگذاری تورمی رد می کند. به طور خاص، این نتیجه به شاخص های قیمت حساس، به خصوص CPI و PPI، کشورهای پایه و وابستگی مقطعی نیست. همین یافته برای تخمین های نیمه عمر نیز صدق می کند، که این را نشان می دهد که با وجود استفاده از وابستگی مقطعی و روش RMA، نرخ های همگرایی سریعتر در حال

رشد هستند و 95٪ شکاف اطمینان هستند برای کشورهای هدفگذاری تورمی در مقایسه با تمام و کشورهای بدون هدفگذاری تورمی تنگ تر است.

دوما، RIP برای کالاهای بادوام بطور گسترده توسط نتایج حاضر تایید می شود، در حالی که RIP برای مصرف خدمات تایید نمیشود، به استثنای کشورهای با هدفگذاری تورمی که فرضیه های RIP شان به شدت از نتایج حاصل از آزمون های ریشه واحد پانل و تخمین های نیمه عمر بدون در نظر گرفتن شاخص های قیمت از جمله CPI و PPI پشتیبانی می شوند. با این حال، RIP برای قیمت های مصرف خدمات به احتمال زیاد به وابستگی مقطعی حساس هستند. زمانیکه کالاهای بادوام و مصرف خدمات در تمام کشورها استفاده شدند، حمایت تجربی بیشتری برای RIP برای کالاهای بادوام در مقایسه با مصرف خدمات پیدا کردیم. همین امر برای CPI و PPI صدق می کند. اگر چه نتایج در جداول نشان می دهد که شاخص قیمت بعید است که تحت تاثیر قرار RIP برای کشورهای با هدفگذاری تورمی قرار گیرد، مقیاس های سنجش تفاوت های نرخ بهره ی واقعی کالاهای بادوام برای این کشورها نسبت به مقیاس هایی که از مصرف خدمات برای تمام و کشورهای بدون هدفگذاری تورمی در برحسب نرخ های رد، ارزش پایین P و نرخ های همگرایی ساخته شده اند برتر هستند. با این حال، نتایج به دست آمده تا حدودی به کشور پایه و وابستگی مقطعی حساس است.

سوما، شواهد وابستگی مقطعی، بسته به اینکه آیا آنها IT را اتخاذ کنند یاخیر وجود دارد. در جداول 2-4، برای همه موارد و برای موارد در نظر گرفته ی بدون هدفگذاری تورمی، نتایج تجربی آزمون CIPS حمایت IPS برای RIP برای کالاهای بادوام و مصرف خدمات، یادآوری میکند که آنها ارائه پشتیبانی گسترده ای برای یافته های ماه و پرون (2007) و قوی برای کشور پایه هستند. برای کشورهای هدفگذاری تورمی، در مقابل، ما قادر به پیدا کردن پشتیبانی برای RIP علی رغم وابستگی مقطعی هستیم.

4. نتیجه گیری

در مقایسه با یافته های ارائه شده در مطالعات انجام شده ی قبلی در مورد RIP ، نتایج تجربی ما تمایل به همگرایی در مورد تفاوت های نرخ بهره ی واقعی در کشورهای با هدفگذاری تورمی نشان می دهد . همه ی نرخ های بهره ی واقعی برای کشورهای با هدفگذاری تورمی به طور مداوم نشان می دهد که آنها نیمه عمر کوتاه دارند، در حالی که شرایط RIP به احتمال زیاد به برای همه کشورها و یا برای کشورهای بدون هدفگذاری تورمی ثابت نگه داشته شود.

با این حال، یافته های تجربی بر اساس آزمایش های IPS و CIPS تا حدودی به این که آیا ما از RMA استفاده کرده ایم یا خیر بستگی دارد . به طور خاص، در حالی که اصلاح جهت گیری به طور فوق العاده تمایل به رد کردن فرضیه ی ریشه واحد با وابستگی مقطعی در نمونه ی ما را افزایش نمی دهد، آزمون های بدون RMA نشان می دهد که LS توازن IPS را تخمین می زند و به نظر می رسد آزمونهای CIPS از جهت گیری رو به پایین در ضریب همبستگی ثابت رنج می برند، که این را یادآوری میکند که شرایط توازن به صورت جعلی با ثبات کمتر از آنچه که واقعا هست برآورد شده است. شواهد تجربی ارائه شده در این مطالعه به نظر می رسد تایید کنند که هدفگذاری تورمی RIP را تحت تاثیر قرار می دهد و آن بازگشت قوی تر میانگین همانند بیشتر شکاف اطمینان تنگ تر به عنوان کشورهای با هدف گذاری تورمی تر ارائه شده اند. علاوه بر این، به نظر نمی رسد شواهد به نفع RIP برای کشورهای با هدفگذاری تورمی به انتخاب شاخص قیمت مانند CPI و PPI ، و یا به وابستگی مقطعی حساس باشد. علاوه بر این، به نظر می رسد هر چند یک آزمون با RMA و وابستگی مقطعی نتایج تا حدودی کیفی متفاوت ارائه می کند ، اما نتایج تجربی به هر دو هدفگذاری تورمی و شاخص قیمت بستگی دارد . قیمت های کالاهای معامله شده در میان قیمت هایی هستند که احتمال بیشتری دارد شواهدی کوتاه مدت و بلند مدت از PPP نشان دهند ، زیرا معامله بین کشورهای اروپایی و شرکای تجاری عمده هزینه های مبادله ی نسبتا پایین را شامل می شود و با موانع غیر تعرفه ای نسبتا پایدار برای تجارت روبرو می شود. هر چه کشورهای همگن تری برحسب رژیم هدف گذاری تورمی در نظر گرفته شده است، شواهد اقتصادی متداول تری برای RIP پیدا شده است. شواهد تجربی در این مطالعه جالب و همراستا با تحقیقات سونسون (2000)، میشکین و اشمیت-هبل (2007)، و رز (2014) است که نشان می دهند که هدفگذاری تورمی رژیم های سیاست هدف قرار دادن تورم و غیر هدفگذاری تورمی را با کمک کردن به آنها هم در ایجاد یک حفاظ موثر

برای تورم پایدار و هم در دستیابی به اختلاف کمتر در تورم و همچنین در نرخ بهره ی واقعی در یک افق بلند تحت تاثیر قرار می دهد. علاوه بر این، این نتایج نقش مهمی نیز در حمایت از RIP ایفا می کند، در نتیجه یادآوری میکند که تحت شرایط هدفگذاری تورمی نه وابستگی مقطعی و نه شاخص قیمت برای درک وضعیت RIP بسیار مهم می باشد.

References

- Andrews, D.W.K., 1993. Exactly median-unbiased estimation of first order autoregressive unit root models. *Econometrica* 61, 139–165.
- Andrews, D.W.K., Chen, H., 1994. Approximately median-unbiased estimation of autoregressive models. *J. Bus. Econ. Stat.* 12, 187–204.
- Cook, S., 2005. Estimating the autoregressive parameter: recursive mean adjustment and the initial condition. *Appl. Econ. Lett.* 25, 203–206.
- Choi, C., Mark, N., Sul, D., 2010. Bias reduction in dynamic panel data models by recursive mean adjustment under cross section dependence. *Oxf. Bull. Econ. Stat.* 72, 567–599.
- Chudik, A., Pesaran, M.H., 2015. Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors. *J. Econom.* 188, 393–420.
- Cumby, R.E., Mishkin, F.S., 1986. The international linkage of real interest rates: the European–U.S. connection. *J. Int. Money Financ.* 5, 5–23.
- Dornbusch, R., 1976. Expectations and exchange rate dynamics. *J. Polit. Econ.* 84, 1161–1176.
- Efron, B., Tibshirani, R.J., 1993. *An Introduction to the Bootstrap*. Chapman and Hall, New York.
- Hall, A., 1994. Testing for a unit root in time series with pretest data-based model selection. *J. Bus. Econ. Stat.* 12, 461–470.
- Hansen, B.E., 1999. The grid bootstrap and the autoregressive model. *Rev. Econ. Stat.* 81, 594–607.
- Im, K.S., Pesaran, H.M., Shin, Y., 2003. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *J. Econom.* 115, 53–74.
- Imbs, J., Mumtaz, H., Ravn, M.O., Rey, H., 2005. PPP strikes back: aggregation and the real exchange rate. *Q. J. Econ.* 120, 1–43.
- Kendall, M.G., 1954. Note on the bias in the estimation of autocorrelation. *Biometrika* 41, 403–404.
- Kim, H., Moh, Y., 2012. Examining the evidence of purchasing power parity by recursive mean adjustment. *Econ. Model.* 29, 1850–1857.
- Kim, J., 2014. Inflation targeting and real exchange rates: a bias correction approach. *Econ. Lett.* 125, 253–256.
- Mishkin, F.S., Schmidt-Hebbel, K., 2007. *Does Inflation Targeting Make a Difference?* NBER Working Paper No. 12876.
- Moon, H., Perron, B., 2007. An empirical analysis of nonstationarity in a panel of interest rates with factors. *J. Appl. Econom.* 22, 383–400.

- Mussa, M.L., 1982. A model of exchange rate dynamics. *J. Polit. Econ.* 90, 74–104.
- O'Connell, P.J.G., 1998. The overvaluation of purchasing power parity. *J. Int. Econ.* 44, 1–19.
- Pesaran, H.M., 2004. General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *Cambridge Working Papers in Economics No. 435*.
- Pesaran, H.M., 2007. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *J. Appl. Econom.* 22, 265–312.
- Phillips, P., Sul, D., 2003. Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence. *Econom. J.* 6, 217–259.
- Roger, S., 2010. Inflation targeting turns 20. *Financ. Dev.*, 46–49.
- Rose, Andrew K., 2014. The Bond Market: An Inflation-Targeter's Best Friend. NBER Working Paper No. 20494.
- Shin, D.W., Kang, S.H., Oh, M.S., 2004. Recursive mean adjustment for panel unit root tests. *Econ. Lett.* 84, 433–439.
- Shin, D.W., So, B.S., 2001. Recursive mean adjustment and tests for unit roots. *J. Time Ser. Anal.* 22, 595–612.
- So, B.S., Shin, D.W., 1999. Recursive mean adjustment in time series inferences. *Stat. Probab. Lett.* 43, 65–73.
- Sul, D., Phillips, P.C.B., Choi, C.Y., 2005. Prewhitening bias in HAC estimation. *Oxf. Bull. Econ. Stat.* 67, 517–546.
- Svensson, L.E.O., 2000. Open economy inflation targeting. *J. Int. Econ.* 50, 155–183.
- Taylor, M.P., Sarno, L., 1998. The behavior of real exchange rates during the post-Bretton woods period. *J. Int. Econ.* 46, 281–312.
- Taylor, A.M., Taylor, M.P., 2004. The purchasing power parity debate. *J. Econ. Perspect.* 18, 135–158.
- Taylor, R., 2002. Regression-based unit root tests with recursive mean adjustment for seasonal and nonseasonal time series. *J. Bus. Econ. Stat.* 20, 269–281.
- Wu, J., Chen, S., 1998. A re-examination of real interest rate parity. *Can. J. Econ.* 31, 837–851.