

A Review of the Non-Fundamental Shocks Problem in SVAR Analysis

Nasser Khiabani¹
Shalaleh Sahafi²

naser.khiabani@atu.ac.ir
shalaleh@gmail.com

Received: 01/Mar/2025 | Accepted: 24/Dec/2025

Abstract Classic SVAR analyses, either explicitly or implicitly, are based on the assumption that structural shocks belong to the vector space formed by a limited number of observable variables and can be identified through the historical data analysis of these variables. If this assumption is violated, the information obtained from such analyses will not be sufficient to serve as a basis for evaluating the validity of theoretical models or structural analyses. This issue is known as the non-fundamental shocks problem. In the present study, by reviewing the relevant literature, we will address the core of the non-fundamental shocks problem, the reasons behind its occurrence, and the methods to resolve it.

Keywords: Non-Fundamental Shocks; Information Deficiency; News Shocks; Noise; Structural Vector Autoregression (SVAR).

JEL Classification: E1, C3, C5.

1. Associate Professor, Faculty of Economics, Alameh Tabatabaee University, Tehran, Iran.
2. Ph.D. Student, Institute of Planning Education and Research Tehran, Iran (Corresponding Author).

مروری بر مشکل شوک‌های غیربنیادی در تحلیل‌های SVAR

naser.khiabani@atu.ac.ir

ناصر خیابانی

دانشیار، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

shalaleh@gmail.com

شلاله صحافی

دانشجوی دکتری، موسسه عالی آموزش و پژوهش برنامه‌ریزی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۴/۱۰/۰۳

دریافت: ۱۴۰۳/۱۲/۱۱

چکیده: تحلیل‌های کلاسیک SVAR تصریحاً یا تلویحاً، بر این فرض استوارند که شوک‌های ساختاری، به فضای برداری ایجاد شده توسط تعداد محدودی از متغیرهای قابل مشاهده تعلق داشته و با تحلیل داده‌های تاریخی این متغیرها قابل شناسایی‌اند. چنانچه این فرض نقض شود، اطلاعات حاصل از تحلیل‌های مذکور به قدری نخواهد بود که بتوان آن را مبنای سنجش اعتبار مدل‌های نظری و یا تحلیل‌های ساختاری دانست؛ این مشکل، به مشکل شوک‌های غیربنیادی معروف است. در مطالعه حاضر، با مرور ادبیات مربوطه، به جوهر اصلی مشکل شوک‌های غیربنیادی، علل بروز آن، و شیوه‌های رفع آن، خواهیم پرداخت.

کلیدواژه‌ها: شوک‌های غیربنیادی، نقص اطلاعات، شوک‌های خبری، نویز، SVAR

طبقه‌بندی JEL: C3, C5, E1.

مقدمه

یکی از نقاط عطف مدل سازی در ادبیات اقتصادی، معرفی SVAR به عنوان ابزاری برای شناسایی شوک های ساختاری و تخمین اثرهای دینامیک این شوک ها تنها با اعمال یک مجموعه حداقلی از فروض اقتصادی معقول بود که با مقاله جریان ساز سیمز (۱۹۸۰) اتفاق افتاد. از آن زمان تا کنون، تعداد قابل توجهی از مطالعات انجام شده برای سنجش اعتبار مدل های نظری، به ویژه مدل های DSGE که از رایج ترین مدل های اقتصاد کلان بعد از نقد لوکاس محسوب می شوند، معیار خود برای سنجش را میزان انطباق توابع کنش- واکنش برآورد شده بر اساس مدل های نظری، با توابع کنش- واکنش حاصل از تحلیل SVAR قرار داده اند (Mai Le, et al., 2011; Fernández-Villaverde, 2010; Kolasa et al., 2012; Giacomini, 2013; Bhattarai, 2015).

باید توجه داشته باشیم که وجاهت ارزیابی مدل های نظری بر اساس تحلیل SVAR، بر یک فرض مهم استوار است، حتی اگر به صراحت به آن اشاره ای نشده باشد. فرض مذکور این است که معادلات خطی شده مدل نظری که عموماً به فرم VARMA نمایش داده می شوند^۱، قابل تقلیل به فرم VAR هستند، بدین معنا که معکوس جزء MA در فرم VARMA، حتماً موجود، و تنها شامل توان های غیرمنفی عملگر وقفه است؛ با این فرض، شوک های مدل نظری، یعنی شوک هایی که دارای تفسیر اقتصادی بوده و به همین دلیل شوک های ساختاری تلقی می شوند، به فضای برداری ایجاد شده توسط تعداد محدودی از متغیرهای قابل مشاهده تعلق داشته؛ بنابراین از تحلیل داده های تاریخی این متغیرها قابل استنباط خواهند بود. تنها در این صورت است که خروجی های حاصل از تحلیل SVAR که ترکیب های خطی مشخصی از پسماندهای سیستم VAR هستند، به راستی معادل شوک های ساختاری بوده و مقایسه اثرهای دینامیک آنها با توابع کنش- واکنش مدل نظری، موضوعیت خواهد داشت. چنانچه این فرض نقض شود، اطلاعاتی که از تحلیل سری های زمانی تعداد محدودی از متغیرهای قابل مشاهده حاصل می شود، به قدری نخواهد بود که بتوان آن را مبنای سنجش اعتبار مدل نظری، و یا هر تحلیل ساختاری دیگری دانست؛ این مشکل که برای اولین بار توسط لیپی و ریچلین^۲ (۱۹۹۳)

۱. گروه قابل توجهی از مدل های خطی و پویای نظری، از جمله مدل های DSGE در حالت لگاریتم خطی، به فرم وضعیت- فضا یا اصطلاحاً ABCD قابل نمایش اند، و هر فرم ABCD را نیز بدون قید و شرط می توان به صورت یک VARMA با وقفه های متناهی نوشت (Giacomini, 2013).

2. Lippi and Reichlin

شناسایی شد، به مشکل شوک‌های «غیربنیادی»^۱ معروف است. توجه داشته باشید که چنانچه شوک‌های ساختاری، یعنی شوک‌هایی نظیر شوک فناورانه، شوک ترجیحات، و یا شوک‌های پولی و مالی که منشأ بروز تغییرات در اقتصادند، نسبت به بردار متغیرهای قابل‌مشاهده، غیربنیادی باشند، استنباط آنها به روش SVAR امکان‌پذیر نیست؛ در این صورت، شوک‌هایی که به روش SVAR از داده‌های تاریخی متغیرهای قابل‌مشاهده شناسایی می‌شوند، اساساً شوک‌های ساختاری نیستند که میزان انطباق توابع کنش-واکنش آنها با توابع کنش-واکنش حاصل از مدل‌های نظری، بتواند معیار مناسبی برای ارزیابی این مدل‌ها باشد.

فرض قابلیت تلخیص نمایش VARMA از یک مدل نظری، مانند DSGE، به نمایش VAR، زمانی برقرار است که دترمینان ماتریس MA که ماتریسی شامل تعدادی چندجمله‌ای بر حسب عملگر وقفه است، فاقد ریشه در درون دایره واحد باشد (برای درک شهودی آن مراجعه کنید به پیوست الف)؛ اما برخلاف ادعای ضمنی بسیاری از مطالعاتی که از رویکرد SVAR برای تخمین یا ارزیابی مدل نظری خود استفاده می‌کنند، عوامل مختلفی ممکن است سبب شوند که دترمینان مذکور دست‌کم یک ریشه با قدرمطلق کوچک‌تر از یک داشته باشد. یکی از این عوامل، نحوه مدل‌سازی متغیرهای برونزا است؛ به‌عنوان مثال، لیبی و ریچلین (۱۹۹۳) نشان می‌دهند که در نمایش VARMA از مدل بلنچارد و کوآ^۲ (۱۹۸۸) که بردار متغیرهای قابل‌مشاهده آن متشکل از نرخ رشد تولید ناخالص ملی حقیقی و نرخ بیکاری است و بردار شوک‌های ساختاری آن متشکل از شوک‌های عرضه و تقاضا، چنانچه دینامیک پیچیده‌تری برای تغییرات بهره‌وری تعریف کنیم، یعنی فرض کنیم که به‌واسطه «آموزش حین عمل»^۳، بهره‌وری نه به‌صورت دفعی بلکه به‌تدریج و در طول زمان تغییر می‌کند، دترمینان ماتریس MA لزوماً فاقد ریشه در درون دایره واحد نبوده؛ بنابراین برخلاف ادعای بلنچارد و کوآ، شوک‌های ساختاری لزوماً از تحلیل سری‌های زمانی متغیرها قابل‌استنباط نخواهند بود؛ اما توجه داشته باشید که مشکل شوک‌های غیربنیادی، صرفاً به‌صورت برونزا اتفاق نمی‌افتد بلکه ممکن است مشکل ذاتی مدل مورد بررسی باشد. ساده‌ترین مثالی که در این خصوص می‌توان مطرح کرد، مدل اقتصادسنجی برآمده از نظریه درآمد دائمی میلتون فریدمن^۴ در سال ۱۹۵۷ است؛ در این مدل، دترمینان ماتریس MA تنها یک ریشه معادل β دارد که نشان‌دهنده نرخ تنزیل ترجیحات زمانی بوده

1. Nonfundamental
2. Blanchard and Quah
3. Learning by Doing
4. Milton Friedman

و «بنا به تعریف» بین صفر و یک است؛ بنابراین شوک‌های ساختاری این مدل، یعنی شوک‌های موقت و دائمی که به تولید اصابت می‌کنند، اساساً از داده‌های تاریخی نرخ رشد تولید و نرخ بیکاری که متغیرهای قابل‌مشاهده مدل هستند، قابل‌استنباط نیستند. از سوی دیگر، **هنسن و سارجنت (۱۹۸۰، ۲۰۱۹)** نشان می‌دهند که در برخی مدل‌ها، شوک‌های غیربنیادی، کماکان مشکل ذاتی مدل؛ اما این بار محصول طبیعی بهینه‌سازی تحت انتظارات عقلایی هستند؛ بر این اساس، در بخش عوامل درونزا در صفحاتی بعدی مقاله، مثالی ارائه خواهیم کرد که در آن، سود تقسیمی از فرایند VARMA تبعیت کرده و جزء MA در آن فاقد ریشه در درون دایره واحد است؛ اما در نمایش VARMA از قیمت تعادلی سهم که معادل ارزش حال انتظارات عقلایی عاملان اقتصادی از سود تقسیمی در کلیه دوره‌های آتی است، جزء MA لزوماً فاقد ریشه در درون دایره واحد نیست؛ بنابراین در این مدل، شوک سود تقسیمی که از داده‌های تاریخی سود تقسیمی قابل‌استنباط است، از داده‌های تاریخی قیمت تعادلی سهم قابل‌استنباط نیست.

در بالا، تنها بر جنبه تکنیکی مشکل شوک‌های غیربنیادی تأکید شد؛ یعنی صرفاً به عواملی اشاره شد که به موجب آنها، جزء MA در نمایش VARMA از مدل نظری، دارای ریشه در درون دایره واحد، و بنابراین فاقد معکوسی صرفاً بر حسب توان‌های غیرمنفی برای عملگر وقفه بوده و بدین‌ترتیب، نمایش VARMA قابل‌تلخیص به نمایش VAR نیست؛ اما باید توجه داشته باشیم که مشکل شوک‌های غیربنیادی را نباید به یک بحث صرفاً تکنیکی تقلیل داد؛ سرشت این مشکل، «نقص اطلاعات است» (Marco Lippi & Lucrezia Reichlin, 1994) که بدون نیاز به بررسی ریشه‌های جزء MA و تنها با تمرکز بر ماهیت متغیرها و شوک‌های ساختاری مدل نیز قابل‌تشخیص است. برای درک این نکته، به یاد بیاورید که در تحلیل SVAR شوک‌های ساختاری اقتصاد از مقادیر حال و گذشته تعدادی متغیر قابل‌مشاهده استنباط می‌شوند. آنچه این رویکرد را توجیه می‌کند، فرضی است که تمام مطالعات مبتنی بر SVAR، تصریحاً یا تلویحاً، بر آن استوارند؛ طبق این فرض، شوک‌های ساختاری، گرچه برای تحلیل‌گر «قابل‌مشاهده» نیستند؛ اما با تغییری که در برخی متغیرهای اقتصادی ایجاد می‌کنند، برای او «قابل‌استنباط» اند. این فرض به هر علت نقض شود، وجاهت استفاده از SVAR نیز نقض می‌شود. یکی از علل نقض فرض مذکور، به ماهیت متغیرهای مورد نظر تحلیل‌گر بازمی‌گردد، بدین‌معنا که ممکن است این متغیرها غیرقابل‌مشاهده باشند؛ در این صورت، تغییری که به‌واسطه شوک‌های ساختاری در متغیرهای مورد نظر تحلیل‌گر ایجاد می‌شود، غیرقابل‌مشاهده، و بنابراین شوک‌های ساختاری برای او غیرقابل‌شناسایی خواهند بود؛ به‌عنوان مثال، چنان‌که

کیلان و مورفی (۲۰۱۴) اشاره می‌کنند، تغییری که به واسطه شوک تقاضای سوداگرانه نفت، در انتظارات عاملان اقتصادی از عرضه و تقاضای آتی نفت ایجاد می‌شود، ماهیتاً برای تحلیل گر غیرقابل مشاهده بوده و به همین جهت، شوک مذکور از داده‌های تاریخی عرضه و تقاضای نفت برای او غیرقابل شناسایی است؛ اما رایج‌ترین عاملی که فرض اساسی روش SVAR را نقض می‌کند، وجود شوک‌هایی است که متغیرهای اقتصادی را با «تأخیر» تحت تأثیر قرار داده و به همین جهت، در ادبیات اقتصادی به شوک‌های خبری^۱، شوک‌های پیش‌بینی‌شده^۲، یا شوک‌های آینده‌نگر^۳، معروف‌اند؛ تغییری که به واسطه یک شوک خبری در متغیر مورد نظر تحلیل گر ایجاد می‌شود، در زمان انتشار و دریافت آن توسط عاملان اقتصادی، هنوز ظاهر نشده است تا مشاهده آن توسط تحلیل گر، شناسایی شوک مذکور را برای او به دنبال داشته باشد (Vonbun & Rocha Lima, 2021; Thomas & Moussa, 2021; Amendola, et al., 2020; Forni, et al., 2018; Ellahie & Ricco, 2017; Kang & Kim, 2016)؛ بنابراین، دو عامل یادشده، یعنی مشاهده‌ناپذیری برخی از متغیرهای مورد نظر تحلیل گر و ماهیت خبری برخی از شوک‌های ساختاری مورد نظر او، سبب می‌شوند که «اطلاعات» حاصل از تحلیل داده‌های تاریخی متغیرها، که مبنای روش SVAR است، برای شناسایی شوک‌ها و تخمین اثرهای آنها در طول زمان، «کافی» نباشد؛ نقص اطلاعات، به عنوان جوهر اصلی مشکل شوک‌های غیربنیادی، به همین نکته اشاره دارد. توجه داشته باشید که عدم کفایت داده‌های تاریخی متغیرهای اقتصادی برای شناسایی شوک‌های ساختاری به این معناست که شوک‌های ساختاری، تنها متعلق به فضای برداری حاصل از «مقادیر حال و گذشته» متغیرهای اقتصادی نیستند؛ به لحاظ فنی زمانی چنین است که معکوس جزء MA در نمایش VARMA از مسئله مورد بررسی، یا موجود نباشد و یا فقط شامل «توان‌های غیرمنفی عملگر وقفه» نباشد؛ به عبارت دقیق‌تر، زمانی که دست کم یکی از ریشه‌های جزء MA دارای قدرمطلق کوچک‌تر از یک باشد.

توضیحات فوق حاکی از آنند که مشکل شوک‌های غیربنیادی، صرفاً یک مشکل فنی غیرمحتمل نیست؛ هر مسئله‌ای که با تصمیمات جلونگر^۴ سروکار داشته باشد، بدین معنا که عاملان اقتصادی دخیل در آن، برای تصمیم‌گیری در زمان حال، سعی در پیش‌بینی آینده داشته باشند، با شوک‌های خبری و به تبع آن با مشکل مذکور گره خورده است. توجه داشته باشید که بسیاری از مسائل اقتصادی

1. News Shocks
2. Anticipated Shocks
3. Foresight Shocks
4. Foward - Looking

از این ویژگی برخوردارند؛ قیمت تعادلی دارایی‌ها از شوک‌هایی که بر مقادیر آتی متغیرهای بنیادی اقتصاد اثرگذارند تأثیر می‌پذیرند، عواقب سیاست‌های دولت و بانک مرکزی از شوک‌های آینده‌نگر مالی و پولی تأثیر می‌پذیرند، ادوار تجاری از شوک‌های خبری درباره فناوری تأثیر می‌پذیرند، و غیره. چنان‌که گفته شد، استفاده از روش SVAR برای تحلیل مسائل مذکور، نتایج گمراه‌کننده‌ای به همراه خواهد داشت؛ زیرا این نتایج، ارتباط تصریح‌شده‌ای با شوک‌ها و توابع کنش-واکنش ساختاری که از تفسیر اقتصادی برخوردار بوده و سوژه نظریه‌ها هستند، ندارند.

با توجه به اهمیت مشکل شوک‌های غیربنیادی، بخش قابل‌توجهی از ادبیات اقتصادی، به نحوه مواجهه با آن اختصاص یافته است. برای درک شهودی رویکردهای پیشنهادی، به‌خاطر بیاورید که جوهر اصلی این مشکل، نقص اطلاعات است، بدین معنا که «مقادیر حال و گذشته چند متغیر قابل مشاهده»، برای شناسایی شوک‌های ساختاری «کافی» نیستند؛ بنابراین به نظر می‌رسد که حل مشکل شوک‌های غیربنیادی، منطقاً باید در گرو بسط اطلاعات برای جبران نقص مذکور باشد. یکی از اقدامات مؤثر در این راستا، افزایش تعداد متغیرهای قابل‌مشاهده، با سایر متغیرهایی است که از شوک‌های ساختاری تأثیر پذیرفته و قابل‌مشاهده‌اند. نقص اطلاعات، فارغ از اینکه به‌واسطه مشاهده‌ناپذیری برخی از متغیرهای مدل اتفاق افتاده است یا به‌واسطه ماهیت خبری برخی از شوک‌های ساختاری، با این اقدام قابل‌جبران است. به‌عنوان مثالی برای نقص نوع اول، مدل **کیلیان و مورفی (۲۰۱۴)** را در نظر بگیرید که در آن، شوک سوداگری نفت، انتظارات را که متغیری مربوط به آینده و نیز غیرقابل‌مشاهده است، تحت تأثیر قرار می‌دهد و به همین دلیل، مقادیر حال و گذشته عرضه و تقاضای نفت، برای شناسایی آن کافی نیستند؛ برای رفع این نقص، نویسندگان پیشنهاد می‌کنند که موجودی انبارهای نفت روی سطح زمین، به‌عنوان متغیری که هم منعکس‌کننده انتظارات است و هم قابل‌مشاهده، به بردار متغیرها در VAR اضافه شود. به‌عنوان مثالی برای نقص نوع دوم در اطلاعات، مدل **بودری^۱ و پورتیر^۲ (۲۰۰۶)** را در نظر بگیرید که به مطالعه شوک‌های خبری درباره پیشرفت‌های فناوریانه می‌پردازد. در این مدل، شوک پیش‌بینی‌شده فناوری، هنوز بهره‌وری را متأثر نساخته تا تحلیل‌گر با مشاهده آن بتواند شوک ساختاری را شناسایی کند و به همین دلیل، مقادیر حال و گذشته بهره‌وری برای شناسایی شوک پیش‌بینی‌شده فناوری کافی نیستند. برای رفع این نقص، نویسندگان به منابع اطلاعاتی دیگری اشاره می‌کنند که در سیستم کنونی مغفول مانده‌اند؛ طبق استدلال آنها،

1. Beaudry

2. Portier

شوک پیش‌بینی‌شده فناوری، به محض انتشار، انتظارات عاملان اقتصادی از آینده را متأثر ساخته و از این طریق موجب تغییر تصمیمات جلونگر آنها گشته، و در نهایت مقادیر جاری متغیرهایی را که محصول تصمیمات مذکور هستند، تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ بدین ترتیب، متغیرهایی نظیر قیمت سهام، سرمایه‌گذاری، مصرف، و ساعات کار، منعکس‌کننده شوک پیش‌بینی‌شده فناوری هستند، و چنانچه به سیستم VAR اضافه شوند، امکان شناسایی شوک مذکور را برای تحلیل‌گر فراهم خواهند کرد. توجه داشته باشید که چنانچه همه متغیرهای برآمده از تصمیمات جلونگر، در سیستم VAR لحاظ شوند، احتمال کفایت اطلاعات، و به تبع آن، امکان شناسایی شوک خبری به روش SVAR حداکثر خواهد شد؛ در این راستا، با توجه به محدودیت تعداد متغیرها در VAR، بسیاری از مطالعات، استفاده از FAVAR را به عنوان جایگزین پیشنهاد می‌کنند (Paul Beaudry, 2015; Kang & Kim, 2016; Giannone, Reichlin, & Sala, 2006; Forni, Gambetti, & Sala, 2014; Kilian & Lütkepohl, 2017).

تا اینجا بحث گفتیم که مقادیر حال و گذشته چند متغیر محدود، برای شناسایی شوک خبری کافی نیستند؛ اما مقادیر حال و گذشته چندین متغیر متنوع، شامل تمام متغیرهای جلونگر، برای شناسایی شوک مذکور کافی خواهند بود. توجه داشته باشید که متغیرهای اضافه شده به سیستم، مستقیماً از شوک خبری تأثیر نمی‌پذیرند؛ اما از آنجاکه «مشاهده» این شوک توسط عاملان اقتصادی، انتظارات آنها از آینده را تغییر می‌دهد، موجب تغییر آن دسته از تصمیماتی می‌شود که با نگاه به آینده اتخاذ می‌شوند، و از این طریق، مقادیر جاری متغیرهای برآمده از این تصمیمات را که همان متغیرهای اضافه شده هستند، تغییر می‌دهد؛ همین تغییر است که متغیرهای مذکور را به منابع اطلاعاتی مهمی درباره شوک خبری که تحلیل‌گر در پی شناسایی آن است، تبدیل کرده و نقص اطلاعات را رفع می‌کند. حال تصور کنید که شوک خبری، نه تنها برای تحلیل‌گر بلکه برای عاملان اقتصادی نیز غیرقابل مشاهده باشد؛ در این صورت، شوک مذکور، نه در انتظارات تغییری ایجاد می‌کند، و نه تبعاً در متغیرهای برآمده از تصمیماتی که مبتنی بر انتظاراتند؛ بنابراین، حتی اگر تمام متغیرهای جلونگر به سیستم اضافه شوند، باز هم نقص اطلاعات تحلیل‌گر نسبت به شوک خبری برطرف نخواهد شد. برخلاف آنچه ممکن است در وهله اول بنظر برسد، این وضعیت، نه تنها بعید نیست، بلکه بسیار هم محتمل است. برای درک این نکته، بخاطر بیاورید که شوک خبری درباره یک متغیر، شوکی است که تأثیر آن بر متغیر، با تأخیر محقق می‌شود؛ بنابراین، اگر فرض کنیم که شوک خبری برای عاملان اقتصادی قابل مشاهده است، درحقیقت فرض کرده‌ایم که عاملان اقتصادی می‌توانند در زمان حال، مقادیر آتی متغیر را عیناً پیش‌بینی کنند؛ اما با توجه به اینکه منبع شوک‌های خبری در دنیای

واقعی، از آمارهای منتشر شده توسط مراجع ذیصلاح فراتر رفته و منابع متنوعی نظیر وقایع سیاسی و حتی شایعات را نیز دربرمی‌گیرد. (Dominguez Panthaki, 2006) فرض مذکور را نمی‌توان فرض معقولی دانست. برای سازگاری بیش‌تر با واقعیت، بهتر است فرض کنیم که آنچه عاملان اقتصادی مشاهده کرده و مبنای تصمیمات خود قرار می‌دهند، آمیزه‌ای تفکیک‌ناپذیر از شوک خبری و نویز است. (Chan, Eisenstat, & Koop, 2019) و به همین دلیل، پیش‌بینی آنها از مقادیر آتی متغیری که مورد اصابت شوک خبری قرار دارد، با خطا همراه است. در این صورت، آنچه از مقادیر جاری متغیرهای برآمده از این تصمیمات استنباط می‌شود، نه شوک خبری است و نه نویزی که آن را مخدوش کرده، بلکه همان ترکیب تفکیک‌ناپذیر از شوک خبری و نویز است که اصطلاحاً سیگنال نامیده می‌شود. با این استدلال، شوک خبری، چنانچه با نویز آمیخته باشد، نسبت به هر بردار قابل‌تصور از متغیرهای قابل‌مشاهده، غیربنیادی خواهد بود؛ به عبارت دیگر، هیچ برداری از متغیرهای قابل‌مشاهده را نمی‌توان تصور کرد که مقادیر حال و گذشته آن، برای شناسایی شوک خبری مخدوش شده با نویز کافی باشد (Chan, Eisenstat, & Koop, 2019; Redl, 2015; Forni, et al., 2017a; Forni, et al., 2017b;) (Levine, 2023)

با توضیحات فوق، پرسشی که به ذهن‌خطور می‌کند این است که نقص اطلاعات، چنانچه ناشی از وجود شوک‌های خبری آمیخته به نویز باشد، چگونه قابل‌جبران است. برای پاسخ به این پرسش، لازم است یادآوری کنیم که منظور از نقص اطلاعات، عدم کفایت «مقادیر حال و گذشته متغیرهای مورد نظر تحلیل‌گر»، برای شناسایی شوک‌های ساختاری مورد نظر اوست. بر اساس این گزاره، به صورت بالقوه، تنها دو راه برای بسط اطلاعات قابل‌تصور است: (۱) ملاحظه مقادیر حال و گذشته «سایر» متغیرهای قابل‌مشاهده، علاوه بر متغیرهای مورد نظر تحلیل‌گر؛ (۲) ملاحظه مقادیر «آتی» متغیرهای مورد نظر تحلیل‌گر، علاوه بر مقادیر حال و گذشته آنها. چنان‌که گفته شد، راه نخست، نقص اطلاعات تحلیل‌گر نسبت به شوک‌های خبری خالص را جبران می‌کند؛ اما نقص اطلاعات او نسبت به شوک‌های خبری آمیخته به نویز را جبران نمی‌کند؛ بنابراین، کسب اطلاعات بیشتر در خصوص شوک‌های نوع اخیر، منطقاً باید در گرو عبور از راه دوم باشد. توجه داشته باشید که راه نخست، تغییری در ماهیت رویکرد SVAR ایجاد نمی‌کند؛ در این مسیر، شوک‌های خبری، همچون سایر شوک‌های ساختاری، در قالب ترکیب‌های خطی استاتیک از پسماندهای فرم خلاصه شده برای تحلیل‌گر آشکار می‌شوند، به این صورت که مقادیر «جاری» این شوک‌ها، از مقادیر «جاری»

پسماندها استنباط می‌شوند^۱؛ اما مسئله این است که ترکیب‌های خطی استاتیک از پسماندهای فرم خلاصه شده، نمی‌توانند اخباری را که با نویز مخدوش شده‌اند، آشکار سازند؛ ایده راه دوم این است که ترکیب‌های خطی دینامیک، شاید از این قابلیت برخوردار باشند که در این صورت، مقادیر «جاری» شوک‌های خبری، از مقادیر «آتی» پسماندهای فرم خلاصه شده استنباط می‌شوند. دقت کنید که این رویکرد، به لحاظ شهودی کاملاً قابل توضیح است. محتوای خبری یک سیگنال، به محض انتشار آن، برای عاملان اقتصادی قابل تشخیص نیست و به همین دلیل، در مقدار جاری هیچ تغییری، چه تغییری که مستقیماً مورد اصابت شوک خبری قرار گرفته و چه متغیرهایی که از تصمیمات عاملان اقتصادی برآمده‌اند، انعکاس نمی‌یابد؛ اما با گذر زمان، هنگامی که تغییرات موعود شوک خبری به تدریج تحقق می‌یابند و عاملان اقتصادی به خطاهای خود در تفکیک اجزای سیگنال پی می‌برند، انعکاس شوک مذکور در متغیرهای اقتصادی آغاز می‌شود؛ بنابراین، مقادیر «جاری» شوک‌های خبری، در صورتی که به نویز آمیخته باشند، از مقادیر «آتی» متغیرهای قابل مشاهده، یا به عبارت دقیق‌تر، از مقادیر «آتی» پسماندهای فرم خلاصه شده، قابل استنباط خواهند بود، نه از مقادیر حال و گذشته آنها. این رویکرد که نسخه غیراستاندارد رویکرد SVAR است، با استفاده از عامل بلاسکه^۲ امکان‌پذیر می‌شود که در تیتیر فرعی مقاله با عنوان نسخه غیراستاندارد رویکرد SVAR در چهارچوب سیستم VAR به تفصیل به آن خواهیم پرداخت.

ساختار مقاله حاضر به این صورت است که بعد از مقدمه در بخش اول، به تعریف توصیفی و تکنیکی مشکل شوک‌های غیربنیادی و تبعات آن، در ادبیات اقتصادی خواهیم پرداخت. در بخش دوم، با ذکر مثال‌هایی، به علل تکنیکی بروز این مشکل اشاره خواهیم کرد. در بخش سوم از مصادیق عبور کرده و نشان خواهیم داد که به‌طور کلی، منشأ اصلی مشکل شوک‌های ساختاری غیربنیادی، نقص اطلاعات است. در قسمت‌های شوک‌های ساختاری با ماهیت خبری، نیز به دو وضعیت رایج در مسائل اقتصادی که نقص اطلاعات را در پی دارند، و نیز به دو شیوه موجود در ادبیات برای رفع نقص مذکور اشاره کرده و توضیح خواهیم داد که نقص اطلاعات تحلیل‌گر نسبت به شوک‌های خبری خالص، در چهارچوب نسخه کلاسیک رویکرد SVAR و تنها با استفاده از سیستمی نظیر FAVAR امکان‌پذیر است؛ اما نقص اطلاعات او نسبت به شوک‌های خبری که با نویز مخدوش شده‌اند، تنها در

۱. با این تفاوت که فرم خلاصه شده برای شناسایی شوک‌های خبری، نه یک سیستم VAR که سیستمی نظیر FAVAR است.

2. Blaschke

چهارچوب نسخه غیراستاندارد رویکرد SVAR ممکن است. در قسمت بسط اطلاعات با لحاظ مقادیر آتی متغیرهای قابل مشاهده به شرح مفصل این رویکرد خواهیم پرداخت.

تعریف توصیفی و تکنیکی مشکل شوک‌های غیربنیادی و تبعات آن، در ادبیات اقتصادی

منظور از مشکل شوک‌های غیربنیادی چیست؟

پیرو آلیسی و همکاران (۲۰۰۸) نمایش VARMA از یک مدل خطی و پویای تئوریک، همچون یک مدل DSGE در حالت لگاریتم خطی، را به صورت

$$\phi(L)y_t = \theta(L)u_t \quad (1)$$

در نظر بگیرید که در آن، y_t نشان‌دهنده n سری زمانی مانای تصادفی، u_t نشان‌دهنده q شوک ساختاری، L نشان‌دهنده عملگر وقفه، و $\phi(L)$ و $\theta(L)$ ماتریس‌های $n \times q$ هستند شامل توابع گویا از عملگر وقفه. هرگاه

$$u_t \in \overline{\text{space}} \{y_{t-k} | k \geq 0\}, \quad (2)$$

برقرار باشد، به این معنا که شوک‌های ساختاری u_t به فضای برداری ایجاد شده توسط مقادیر حال و گذشته متغیرهای قابل مشاهده y_t ، تعلق داشته باشند، گفته می‌شود که شوک‌های ساختاری نسبت به متغیرهای قابل مشاهده، بنیادی‌اند. توجه داشته باشید که در این صورت، شناسایی شوک‌های ساختاری با تحلیل مقادیر حال و گذشته تعداد محدودی از متغیرهای قابل مشاهده، منطقاً ممکن است.

بدون شک، چنانچه در معادله (۱) $n < q$ باشد، شرط فوق نقض می‌شود؛ بنابراین شرط لازم برای عدم مواجهه با مشکل شوک‌های غیربنیادی این است که دست کم، $n = q$ باشد، بدین معنا که تعداد سری‌های زمانی مورد بررسی تحلیل‌گر برای شناسایی شوک‌های ساختاری، دست کم به اندازه تعداد شوک‌های ساختاری باشد. در این صورت، شرط کافی برای برقراری (۲) این است که معکوس ماتریس $\theta(L)$ در (۱) اولاً موجود، و ثانیاً عاری از توان‌های منفی عملگر وقفه که در حقیقت بیانگر عملگر پیش‌ران‌اند، باشد؛ این شرط زمانی برقرار است که

$$\det \theta(z) \neq 0 \quad \forall z \in C \quad \text{s.t. } |z| < 1, \quad (3)$$

یعنی ماتریس $\theta(L)$ فاقد ریشه در درون دایره واحد باشد.^۱ در این صورت، نمایش VARMA از

۱. برای درک شهودی این امر به پیوست الف مراجعه کنید.

مدل تئوریک، یعنی معادله (۱) را می‌توان به

$$\psi(L)y_t = u_t, \quad (۴)$$

خلاصه کرد که در آن، $\psi(L) \equiv (\theta(L))^{-1}\phi(L)$ فاقد توان‌های منفی عملگر وقفه بوده و بنابراین معادله (۴)، یک نمایش VAR است. طبق این معادله، شوک‌های ساختاری، u_t به فضای برداری ایجاد شده توسط مقادیر حال و گذشته متغیرهای قابل مشاهده، y_t تعلق داشته و بنابراین از این مقادیر، قابل استنباط‌اند؛ ترجمان فنی عبارت مذکور این است که شوک‌های ساختاری نسبت به متغیرهای قابل مشاهده، بنیادی‌اند.

بر اساس آنچه گفته شد، چنانچه دترمینان ماتریس MA در نمایش VARMA از یک مدل تئوریک، ریشه‌ای در درون دایره واحد داشته باشد، شوک‌های ساختاری مدل نسبت به متغیرهای قابل مشاهده آن غیربنیادی بوده و از مقادیر حال و گذشته این متغیرها قابل شناسایی نخواهند بود؛ در این صورت، خروجی‌های تحلیل SVAR که ترکیب‌های خطی مشخصی هستند از پسماندهای یک سیستم VAR متشکل از متغیرهای قابل مشاهده مدل تئوریک، شوک‌های ساختاری نخواهند بود؛ بنابراین، اتکا به نتایج تحلیل SVAR برای تخمین، تنقیح، و ارزیابی مدل مذکور، قطعاً گمراه‌کننده خواهد بود. درحقیقت، به هنگام بروز مشکل شوک‌های غیربنیادی، رویکرد SVAR به‌هیچ‌عنوان برای تحلیل ساختاری مناسب نیست.

علل فنی بروز مشکل شوک‌های غیربنیادی

چه عواملی سبب بروز مشکل شوک‌های غیربنیادی می‌شوند؟ به عبارت بهتر، با توجه به نکات مطرح شده در قسمت علل تکنیکی بروز این مشکل، چه عواملی سبب می‌شوند که دترمینان ماتریس MA در نمایش VARMA از یک مدل تئوریک یا هر چهارچوب اقتصادسنجی دیگری برای تحلیل ساختاری، دارای ریشه در درون دایره واحد باشد؟ این عوامل در ادبیات اقتصادی به دو دسته برونزا و درونزا تقسیم شده‌اند.

۱. عوامل برونزا

چنان که در مقدمه بحث اشاره شد، مشکل شوک‌های غیربنیادی رانخستین بار لیبی و ریچلین^۱ (۱۹۹۳) در نقدی که بر مقاله بلنچارد و کوآ^۲ (۱۹۸۸) نوشتند، عنوان نمودند. هدف بلنچارد و کوآ، تعیین

1. Marco Lippi and Lucrezia Reichlin
2. Olivier J Blanchard and Danny Quah

اهمیت نسبی شوک‌های طرف عرضه و شوک‌های طرف تقاضا در پیدایش ادوار تجاری بود. آنها برای پاسخ به این پرسش، با رویکرد SVAR و با اعمال این قید که شوک تقاضا فاقد اثر بلندمدت بر مقدار حقیقی تولید است، شوک‌های عرضه و تقاضا را از سری‌های زمانی مربوط به نرخ بیکاری و رشد مقدار حقیقی تولید شناسایی کرده و با بررسی نتایج حاصل از توابع کنش-واکنش و تجزیه واریانس، نتیجه گرفته‌اند که ادوار تجاری، عمدتاً از شوک‌های تقاضا نشئت می‌گیرند. مبنای تئوریک قید مذکور در مطالعه بلنچارد و کوآ (۱۹۸۸)، حالت خاصی از مدل فیشر^۱ (۱۹۷۷) به صورت

$$y_t = m_t - p_t + a\theta_t \quad (۵)$$

$$y_t = n_t + \theta_t \quad (۶)$$

$$p_t = w_t - \theta_t \quad (۷)$$

$$[E_t n_t = \bar{n}] \mid w_t = w \quad (۸)$$

$$m_t = m_{t-1} + e_t^d \quad (۹)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + e_t^s \quad (۱۰)$$

است که در آن، y_t نشان‌دهنده مقدار حقیقی تولید، m_t نشان‌دهنده حجم پول، p_t نشان‌دهنده سطح عمومی قیمت‌ها، θ_t نشان‌دهنده میزان بهره‌وری، n_t نشان‌دهنده میزان اشتغال، w_t نشان‌دهنده مقدار اسمی دستمزد، $\bar{n}$ نشان‌دهنده سطح اشتغال کامل، و e_t^d و e_t^s نیز به ترتیب نشان‌دهنده شوک‌های تقاضا و عرضه با توزیع نرمال استانداردند^۲؛ با حل این معادلات برای رشد مقدار حقیقی تولید، Δy_t و نرخ بیکاری، u_t خواهیم داشت:

$$\Delta y_t = (1-L)e_t^d + (1+(1-L)a)e_t^s, \quad (۱۱)$$

$$u_t = -e_t^d - e_t^s, \quad (۱۲)$$

که در آن، L نشان‌دهنده عملگر وقفه است. چنان‌که ملاحظه می‌شود، طبق معادله (۱۱) شوک تقاضا در بلندمدت ($L=1$) بر رشد مقدار حقیقی تولید، بی‌اثر است. توجه داشته باشید که در نمایش MA از معادلات (۱۱) و (۱۲) که به صورت

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t \\ u_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1-L & 1+(1-L)a \\ -1 & -a \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^d \\ e_t^s \end{pmatrix} \quad (۱۳)$$

است، دترمینان ماتریس MA معادل یک، و بنابراین فاقد ریشه در درون دایره واحد است؛ این نکته بیانگر آن است که شوک‌های ساختاری مدل نسبت به متغیرهای قابل مشاهده آن، بنیادی‌اند

1. Stanley Fischer

۲. متغیرها به صورت لگاریتمی‌اند.

و بر همین اساس، می‌توان پذیرفت که آنچه نویسندگان مقاله، با تحلیل SVAR، از سری‌های زمانی رشد مقدار حقیقی تولید و نرخ بیکاری استنباط کرده‌اند، به‌راستی شوک‌های عرضه و تقاضا هستند. **لیبی و ریچلین (۱۹۹۳)** ادعا می‌کنند که یکی از ضعف‌های مهم مدل **بلنچارد و کوآ (۱۹۸۸)**، فقدان یک فرایند دینامیک در رفتار بهره‌وری است. طبق معادله (۱۰) کل تغییری که به‌واسطه یک ابداع فناوریانه در بهره‌وری اتفاق می‌افتد، $es\ t$ دفعی و یکباره است؛ حال آنکه در واقعیت، به‌واسطه «آموزش حین عمل»، این تغییر به‌صورت تدریجی و طی چند دوره محقق می‌شود. در این‌راستا، **لیبی و ریچلین (۱۹۹۳)**، معادله (۱۰) را به صورت آوردند

$$\theta_t = \theta_{t-1} + d(L) e_t^s, \quad (14)$$

به‌طوری‌که $d(L) \equiv \sum_{k=0}^m d_k L^k$ یک چندجمله‌ای بر حسب عملگر وقفه و $d(1)=1$ باشد، تغییر می‌دهند. در این‌صورت، نمایش MA از مدلی که با حل معادلات (۹)–(۵) و (۱۴) برای رشد مقدار حقیقی تولید و نرخ بیکاری حاصل می‌شود، به‌صورت

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t \\ u_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1-L & d(L) + (1-L)a \\ -1 & -a \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^d \\ e_t^s \end{pmatrix} \quad (15)$$

خواهد بود؛ چنان‌که ملاحظه می‌شود، دترمینان ماتریس MA در (۱۵) معادل $d(L)$ و نشان‌دهنده دینامیک تغییرات بهره‌وری است که در مدل بلنچارد و کوآ با فرض ضمنی $d(L)=1$ نادیده گرفته شده بود. توجه داشته باشید که نظریه آموزش حین عمل، وجود یک فرایند دینامیک در رفتار بهره‌وری را ایجاب می‌کند؛ اما قیدی بر ویژگی‌های این فرایند اعمال نمی‌کند؛ برای‌این‌اساس، $d(L)$ و بنابراین دترمینان ماتریس MA در رابطه (۱۵) ممکن است دارای ریشه در درون دایره واحد باشد. در این‌صورت، شوک‌های عرضه و تقاضا نسبت به مقادیر حال و گذشته رشد مقدار حقیقی تولید و نرخ بیکاری، غیربنیادی بوده و اساساً با تحلیل SVAR از این داده‌ها قابل‌شناسایی نیستند.

همان‌طور که ملاحظه شد، علت بروز مشکل شوک‌های ساختاری غیربنیادی در این مثال، تغییری بود که در تعریف فرایند تغییرات متغیر برونزای مدل صورت گرفت.

۲. عوامل درونزا

اما علت بروز مشکل شوک‌های ساختاری غیربنیادی، یا به‌عبارت‌دیگر، عامل وجود ریشه‌ای با قدرمطلق کوچک‌تر از یک برای دترمینان ماتریس MA در نمایش VARMA از یک مدل تثوریک، همواره به تصمیم ما برای نحوه تعریف فرایند تغییرات یک متغیر برونزا وابسته نیست بلکه برعکس، در اغلب موارد، به‌صورت درونزا اتفاق می‌افتد؛ به‌عنوان‌مثال، در چهارچوب اقتصادسنجی برآمده از فرضیه درآمد دائمی فریدمن-میوث برای توضیح رفتار مصرف، منطق اقتصادی است که چنین ایجاب

کند. بر اساس این فرضیه، درآمد یک فرد نوعی، Y_t دارای یک جزء دائم، Y_t^p ، و یک جزء موقت، Y_t^T ، است؛ این فرد به هنگام مواجهه با افزایش درآمد، بخشی از آن را دائم تلقی کرده و تماماً به مصرف، C_t ، اختصاص می‌دهد؛ اما بخش دیگر را موقت دانسته و با توجه به نرخ تنزیل زمان، β آن را بین مصرف و پس‌انداز تقسیم می‌کند. به زبان اقتصادسنجی، عبارات مذکور را می‌توان به صورت

$$Y_t = Y_t^p + Y_t^T, \quad (۱۶)$$

$$\Delta Y_t^p = \epsilon_t^p \quad (۱۷)$$

$$Y_t^T = \epsilon_t^T \quad (۱۸)$$

$$\Delta C_t = \epsilon_t^p + (1 - \beta) \epsilon_t^T \quad (۱۹)$$

بازنویسی کرد، به طوری که ϵ_t^p و ϵ_t^T نوفه‌های سفید و همواره متعامد باشند؛ این معادلات را نیز می‌توان در یک نمایش MA به صورت

$$\begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta C_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 1 - L \\ 1 & 1 - \beta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_t^p \\ \epsilon_t^T \end{pmatrix} \quad (۲۰)$$

خلاصه کرد. ریشه یکتای دترمینان ماتریس MA در نمایش $L = \beta$ است که بنا به تعریف نرخ تنزیل زمان، درون دایره واحد قرار دارد؛ براین اساس، شوک‌های دائم و موقتی که به درآمد اصابت می‌کنند، نسبت به تغییرات درآمد و مصرف، غیربنیادی بوده و از مقادیر حال و گذشته این متغیرها قابل شناسایی نیستند. چنان‌که ملاحظه می‌شود، این مشکل، نه به واسطه تصمیم ما برای نحوه تعریف فرایند تصادفی یک متغیر برونزا بلکه به واسطه منطق اقتصادی حاکم بر دظریه درآمد دائمی برای توضیح رفتار مصرف، ایجاد شده است.

مشکل شوک‌های غیربنیادی در برخی مدل‌های بهینه‌سازی تحت انتظارات عقلایی نیز به صورت درونزا پدیدار می‌شود (Hansen & Hodrick, 1980; Hansen & Sargent, 2019)؛ به عنوان مثال، فرض کنید که سود تقسیمی یک سهم، از فرایند تصادفی

$$d_t = (1 - \theta L) e_t, \quad (۲۱)$$

پیروی می‌کند، به طوری که $0 < \theta < 1$ و e_t نوفه سفید است؛ قیمت تعادلی این سهم که قیمتی است برآمده از تصمیمات بهینه (بین دوره‌ای) عاملان اقتصادی، معادل ارزش حال انتظارات آنها از مقادیر سود تقسیمی در کلیه دوره‌های آتی بوده و بنابراین دارای فرایند

$$p_t = \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j E_t d_{t+j} = (1 - \beta \theta - \beta L) e_t \quad (۲۲)$$

است. دقت کنید که ریشه یکتای جزء MA در (۲۱) $L = 1/\theta$ ، خارج از دایره واحد است، درحالی‌که ریشه یکتای جزء MA در (۲۲)، $L = (1/\theta) - \beta$ ، بازای $\theta > (1/(1+\beta))$ درون دایره واحد است؛

بنابراین، شوکی که به سود تقسیمی اصابت می‌کند، e_t گرچه از مقادیر حال و گذشته سود تقسیمی قابل‌استنباط است؛ اما از مقادیر حال و گذشته قیمت سهم قابل‌استنباط نبوده و نسبت به آن، غیربنیادی است. چنان‌که ملاحظه می‌شود، مشکل شوک‌های ساختاری غیربنیادی در این مورد، اساساً زائیده فرایند بهینه‌سازی تحت انتظارات عقلایی بوده است.

نقص اطلاعات، جوهر اصلی مشکل شوک‌های غیربنیادی

در قسمت قبل، به عواملی اشاره کردیم که به‌موجب آنها، دست‌کم یکی از ریشه‌های جزء MA در نمایش VARMA از مدل تثوریک، درون دایره واحد قرار گرفته و سبب می‌شود که شوک‌های ساختاری مدل، نسبت به متغیرهای قابل‌مشاهده آن، غیربنیادی باشند؛ اما باید توجه داشته باشیم که مشکل شوک‌های غیربنیادی، یک مشکل صرفاً تکنیکی نیست؛ سرشت این مشکل، «نقص اطلاعات» است (Lippi Reichlin, 1993). بدین معنا که اگر پیشامد کند، مجموعه اطلاعاتی تحلیل‌گر در رویکرد SVAR که متشکل از مقادیر حال و گذشته متغیرهای قابل‌مشاهده مدل است، برای شناسایی شوک‌های ساختاری آن، «کافی» نخواهد بود. حال پرسش این است که چه عواملی، این نقص را موجب می‌شوند؟

برای پاسخ به پرسش فوق، لازم است که یک‌بار دیگر در عباراتی که پیش‌تر ذکر شدند، تأمل کنیم. منظور از کفایت سری‌های زمانی متغیرهای قابل‌مشاهده برای شناسایی شوک‌های ساختاری این است که شوک‌های مذکور، گرچه برای تحلیل‌گر «قابل‌مشاهده» نیستند؛ اما به‌واسطه تغییری که در برخی متغیرهای قابل‌مشاهده ایجاد می‌کنند، برای او «قابل‌استنباط» اند؛ براین‌اساس، دو حالت را می‌توان تصور کرد که نتیجه آنها، نقص اطلاعات و بروز مشکل شوک‌های ساختاری غیربنیادی باشد. یکی از دو حالت مذکور این است که متغیرهای مورد نظر تحلیل‌گر، ماهیتاً غیرقابل‌مشاهده باشند؛ در این صورت، تغییری که به‌واسطه شوک‌های ساختاری در متغیرهای اقتصادی ایجاد می‌شود، برای تحلیل‌گر غیرقابل‌مشاهده، و به‌تبع شوک‌های ساختاری نیز برای او غیرقابل‌استنباط خواهند بود؛ به‌عنوان مثال، چنان‌که کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) اشاره می‌کنند، تغییری که به‌واسطه شوک تقاضای سوداگران نفت، در انتظارات عاملان اقتصادی از عرضه و تقاضای آتی نفت ایجاد می‌شود، ماهیتاً برای تحلیل‌گر غیرقابل‌مشاهده بوده و به همین جهت، شوک مذکور نیز برای او غیرقابل‌شناسایی است، مگر اینکه موجودی انبارهای نفت روی سطح زمین، به‌عنوان متغیری که هم منعکس‌کننده انتظارات است و هم قابل‌مشاهده، در تحلیل لحاظ شود.

اما رایج‌ترین حالتی که عدم‌کفایت مقادیر حال و گذشته متغیرها برای شناسایی شوک‌های ساختاری را موجب می‌شود، وجود شوک‌هایی است که متغیرهای اقتصادی را با «تأخیر» تحت تأثیر قرار داده و به همین جهت، در ادبیات اقتصادی به شوک‌های خبری، شوک‌های پیش‌بینی‌شده، یا شوک‌های آینده‌نگر، معروف‌اند؛ تغییری که به واسطه یک شوک خبری، در متغیری که مورد اصابت قرار گرفته ایجاد می‌شود، در زمان انتشار و دریافت آن توسط عاملان اقتصادی، هنوز ظاهر نشده است تا مشاهده آن توسط تحلیل‌گر، شناسایی شوک مذکور را برای او به‌دنبال داشته باشد (Leeper, 2013; Beaudry & Portier, 2014; Fève & Jidoud, 2014; Beaudry, et al., 2015; Kang & Kim, 2016)

بنا بر آنچه گفته شد، دو عامل، یعنی مشاهده‌ناپذیری برخی از متغیرهای اقتصادی و ماهیت خبری برخی از شوک‌های ساختاری مورد نظر تحلیل‌گر، سبب می‌شوند که اطلاعات حاصل از تحلیل داده‌های تاریخی متغیرها که مبنای رویکرد SVAR است، برای شناسایی شوک‌ها و تخمین اثرهای آنها در طول زمان، کافی نباشد؛ نقص اطلاعات، به‌عنوان جوهر اصلی مشکل شوک‌های غیربنیادی، به همین نکته اشاره دارد. توجه داشته باشید که به لحاظ فنی، این نکته همان است که تحت عنوان علل فنی بروز مشکل شوک‌های غیربنیادی مطرح شد. درحقیقت، «نقص اطلاعات» یا «عدم‌کفایت مقادیر حال و گذشته متغیرهای اقتصادی برای شناسایی شوک‌های ساختاری»، به لحاظ تکنیکی به‌معنای «عدم امکان تلخیص نمایش VARMA از مسئله مورد بررسی به نمایش VAR» است و زمانی اتفاق می‌افتد که معکوس جزء MA در نمایش VARMA یا موجود نبوده و یا شامل توان‌های مثبت عملگر وقفه نیز باشد؛ این دو حالت نیز زمانی رخ می‌دهند که دست‌کم یکی از ریشه‌های جزء MA، دارای قدرمطلق کوچک‌تر از یک باشد. به‌عبارت‌دیگر، «نقص اطلاعات» و «برخورداری جزء MA از ریشه‌ای درون دایره واحد»، دو روی یک سکه‌اند؛ اما نکته این است که تأکید بر نقص اطلاعات به‌عنوان جوهر اصلی مشکل شوک‌های غیربنیادی، و تأکید بر عواملی که موجب این نقص می‌شوند، گستره مسائلی که در بررسی آنها امکان مواجهه با مشکل مذکور وجود دارد را بهتر نمایان کرده و نشان می‌دهد که مشکل، یک مشکل صرفاً فنی غیرمحتمل نیست؛ هر مسئله‌ای که با تصمیمات جلونگر سروکار داشته باشد، بدین معنا که عاملان اقتصادی دخیل در آن، برای تصمیم‌گیری در زمان حال، نیازمند پیش‌بینی آینده باشند، با شوک‌های خبری و به‌تبع آن با مشکل شوک‌های غیربنیادی گره خورده است. توجه داشته باشید که بسیاری از مسائل اقتصادی، از این ویژگی برخوردارند؛ قیمت تعادلی دارایی‌ها از شوک‌های پیش‌بینی‌شده‌ای که بر مقادیر آتی متغیرهای بنیادی اقتصاد اثرگذارند تأثیر می‌پذیرند، عواقب سیاست‌های دولت و بانک مرکزی از شوک‌های پیش‌بینی‌شده مالی و پولی تأثیر می‌پذیرند،

ادوار تجاری از شوک‌های پیش‌بینی‌شده فناوری تأثیر می‌پذیرند، و غیره. چنان‌که گفته شد، تحلیل چند سری زمانی به روش SVAR برای توضیح مسائل مذکور، نتایج گمراه‌کننده‌ای به همراه خواهد داشت؛ زیرا این نتایج، ارتباط تصریح شده‌ای با شوک‌ها و توابع کنش-واکنش ساختاری که از تفسیر اقتصادی برخوردار بوده و سوژه نظریه‌ها هستند، ندارند. در قسمت بعد، با ذکر مثالی از شوک‌های ساختاری با ماهیت خبری، نکته اخیر را با جزئیات بیش‌تری مورد بررسی قرار خواهیم داد.

شوک‌های ساختاری با ماهیت خبری

نقص اطلاعات بعلت ماهیت خبری شوک‌های ساختاری

فرض کنید که بهره‌وری عوامل تولید در اقتصاد، z_t با فرایند

$$z_t = z_{t-1} + c(L)a_t : c(L) \equiv \sum_{k=1}^n C_k L^k, \quad (23)$$

تغییر می‌کند؛ چنین تعریفی برای چندجمله‌ای $c(L)$ تلویحاً فرض می‌کند که $c(0)=0$ بوده و بنابراین a_t یک شوک خبری است که بهره‌وری عوامل تولید را، نه به‌صورت آنی که با تأخیر، تحت تأثیر قرار می‌دهد. این شوک خبری می‌تواند اعلان عمومی یک نوآوری فناورانه باشد که بناست در آینده، به‌صورت انبوه استفاده شود. طبق رابطه (۲۳) تغییر سطح بهره‌وری در هر دوره، ناشی از شوک‌های خبری است که عاملان اقتصادی طی n دوره قبل دریافت کرده‌اند. توجه داشته باشید که تغییرات سطح بهره‌وری را می‌توان در قالب یک فرم MA به‌صورت

$$\Delta z_t = \sigma_a c(L) \alpha_t^*, \quad (24)$$

با

$$\alpha_t^* \equiv \frac{\alpha_t}{\sigma_a}$$

و σ_a به‌عنوان انحراف معیار شوک خبری، نمایش داد؛ چنان‌که ملاحظه می‌شود، جزء $\sigma_a c(L)$ در $L=0$ که در درون دایره واحد قرار دارد، ریشه داشته و به همین دلیل، α_t^* نسبت به Δz_t غیربنیادی است، بدین‌معنا که داده‌های تاریخی بهره‌وری برای شناسایی شوکی که عاملان اقتصادی را از تغییرات آتی این متغیر خبر می‌کند کافی نیستند. درحقیقت، شوکی که از یک نوآوری فناورانه خبر می‌دهد، هنوز تغییری در بهره‌وری عوامل تولید ایجاد نکرده که تحلیل‌گر با مشاهده آن بتواند شوک مذکور را شناسایی کند. حال باید به یک نکته توجه کنیم و آن، احتمال انعکاس شوک خبری مذکور در مقدار جاری متغیرهایی غیر از تغییرات بهره‌وری است؛ یکی از این متغیرها را می‌توان مقدار حقیقی تولید

دانست. از اواخر قرن بیستم تا کنون، بخش قابل توجهی از ادبیات اقتصادی، نقشی که تغییر انتظارات افراد از سطوح آتی بهره‌وری بر مقدار حقیقی تولید ایفا می‌کند را به‌صورت تئوریک توضیح داده‌اند (Cochrane, 1994). با استناد به این مطالعات، یک شوک فناوریانه با ماهیت خبری، انتظارات افراد از بهره‌وری عوامل تولید در آینده را تحت تأثیر قرار داده و از این طریق، مقدار حقیقی تولید در دوره جاری را تغییر می‌دهد؛ بنابراین، شوک مذکور، علی‌رغم آنکه هنوز تغییری در بهره‌وری ایجاد نکرده، موجب تغییر مقدار حقیقی تولید می‌شود. با این توضیح، منطقاً می‌توان پرسید که آیا سری زمانی رشد مقدار حقیقی تولید، نقص اطلاعات تحلیل‌گر نسبت به شوک خبری در خصوص تغییرات آتی بهره‌وری را رفع می‌کند یا خیر؟ برای پاسخ به این پرسش، فرض کنید که مقدار حقیقی تولید، y_t از یک مدل ارزش حال به‌صورت

$$y_t = \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j E_k z_{t+j} \quad (25)$$

پیروی می‌کند که در آن، β نشان‌دهنده نرخ تنزیل زمان است. با جایگزینی رو به جلو و مکرر رابطه (۲۳) و همچنین با تعریف

$$C_i(L) = \sum_{k=i}^n C_k L^{k-i}, \quad (26)$$

و

$$d_{sj}(L) = \sum_{i=s}^j C_i(L), \quad (27)$$

برای $s = 1, \dots, n$ و $i = 1, \dots, n$ به‌طوری‌که

$$d_{sj}(L) = 0 \quad \forall j < 1, \quad \forall j > n,$$

باشد، سطح بهره‌وری در دوره j عبارت خواهد بود از

$$z_{t+j} = z_t + d_{1j}(L) \alpha_t + \left(\sum_{k=1}^{j-1} C_k \right) a_{t+j-1} + \dots + \left(\sum_{k=1}^2 C_k \right) a_{t+j-2} + c_1 a_{t+j-1} \quad (28)$$

و با توجه به اینکه a_{t+k} برای $k \geq 1$ غیرقابل پیش‌بینی است، مقدار انتظاری سطح بهره‌وری در دوره j عبارت خواهد بود از

$$E_t z_{t+j} = z_t + d_{1j}(L) a_t. \quad (29)$$

حال با جایگزینی (۲۹) در (۲۵) و تعریف

$$h_s(L) \equiv \sum_{j=s-1}^n \beta^{(j-(s-1))} d_{sj}(L), \quad (30)$$

مقدار حقیقی تولید عبارت خواهد بود از

$$y_t = \frac{1}{1-\beta} z_t + h_1(L) a_t, \quad (31)$$

که در آن، $d_{1j}(L)$ و $h_1(L)$ چندجمله‌ای درجه n هستند. بر اساس معادله (۳۱) مقدار حقیقی تولید

در دوره جاری، هم متأثر از سطح جاری بهره‌وری است و هم متأثر از شوک‌های خبری درباره سطوح آتی بهره‌وری که طی n دوره اخیر دریافت شده‌اند. حال می‌توان واکنش بهره‌وری و مقدار حقیقی تولید به شوک‌های فناورانه با ماهیت خبری را در یک فرم MA به صورت

$$\begin{pmatrix} \Delta z_t \\ \Delta y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_{\alpha} c(L) & 0 \\ \sigma_{\alpha} y_{\alpha}(L) & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_t^* \\ e_t \end{pmatrix} \quad (32)$$

خلاصه کرد که در آن

$$y_{\alpha}(L) \equiv \frac{1}{1-\beta} 1 c(L) + \tilde{h}_1(L), \\ \tilde{h}_1(L) \equiv h_1(L)(1-L),$$

و e_t نشان‌دهنده شوک ناگهانی به تولید است. چنان‌که ملاحظه می‌شود، در (32) دترمینان ماتریس MA در $L=0$ ، یعنی در درون دایره واحد، دارای ریشه بوده و به همین دلیل، a_t^* و e_t نسبت به Δ_{yt} و Δ_{zt} غیربنیادی‌اند؛ بدین معنا که داده‌های تاریخی تغییرات بهره‌وری و رشد مقدار حقیقی تولید نیز برای شناسایی شوک فناورانه با ماهیت خبری، کافی نیستند. بر اساس توضیحات فوق، شوک‌های فناورانه با ماهیت خبری، شوک‌هایی هستند که علی‌رغم تغییر «انتظارات» عاملان اقتصادی از سطوح «آتی» بهره‌وری، هنوز تغییری در سطوح «تحقق یافته» این متغیر ایجاد نکرده‌اند و به همین دلیل، سری زمانی تغییرات بهره‌وری برای شناسایی آنها کفایت نمی‌کند؛ از سوی دیگر، سری زمانی یک متغیر «جلونگر» همچون رشد مقدار حقیقی تولید که انتظارات عاملان اقتصادی از سطوح آتی بهره‌وری را به محض تغییر منعکس می‌کند، نقص اطلاعات تحلیل‌گر نسبت به شوک‌های مذکور را رفع نمی‌کند. حال منطقاً باید پرسید: آیا تحلیل داده‌های تاریخی سایر متغیرهای جلونگری که از شوک‌های خبری درباره تغییرات بهره‌وری، فوراً تأثیر می‌پذیرند، به رفع نقص اطلاعات تحلیل‌گر نسبت به این شوک‌ها کمکی می‌کند؟ این پرسش، مقدمه‌ای برای ورود به بحث درباره شیوه‌های رفع مشکل شوک‌های ساختاری غیربنیادی است.

۱. بسط اطلاعات از طریق افزایش تعداد متغیرهای قابل مشاهده

در قسمت قبل دیدیم که سری‌های زمانی تغییرات بهره‌وری و رشد مقدار حقیقی تولید، برای شناسایی شوک‌های خبری و ناگهانی که به ترتیب به بهره‌وری و تولید اصابت می‌کنند، کافی نیستند. چنان‌که به کرات گفته شد، مشکل شوک‌های غیربنیادی در یک تحلیل SVAR، اساساً به وجود چنین نقصی در مجموعه اطلاعات تحلیل‌گر اشاره دارد؛ به‌طور کلی، منظور از نقص اطلاعات در

تحلیل SVAR این است که «مقادیر حال و گذشته تعداد محدودی از متغیرهای قابل مشاهده»، برای شناسایی شوک‌های ساختاری مدل، و مشخصاً شوک‌هایی که ماهیت خبری، پیش‌بینی، و آینده‌نگری دارند، «کافی» نیستند؛ بنابراین به‌صورت بالقوه، یکی از اقدامات مؤثر برای جبران نقص مذکور، می‌تواند بسط بردار متغیرهای قابل مشاهده مدل، با سایر متغیرهایی باشد که هم از شوک‌های ساختاری مدل تأثیر می‌پذیرند و هم قابل مشاهده‌اند.

برای پاسخ به این پرسش که آیا به‌صورت بالفعل، افزایش تعداد سری‌های زمانی در تحلیل SVAR، می‌تواند نقص اطلاعات تحلیل گر نسبت به شوک‌های ساختاری با ماهیت خبری را مرتفع سازد یا خیر، پیرو جیانون و ریچلین^۱ (۲۰۰۶) نمایش (۳۲) را حالت خاصی از نمایش

$$\mathbf{x}_t^* = \mathbf{M}^*(\mathbf{L}) \mathbf{u}_t^* \quad (33)$$

در نظر می‌گیریم که در آن، $\mathbf{x}_t^*$ نشان‌دهنده یک بردار $n \times 1$ از متغیرهای مورد نظر تحلیل گر، $\mathbf{u}_t^*$ نشان‌دهنده یک بردار $n \times 1$ از شوک‌های ساختاری مورد نظر تحلیل گر، شامل شوک‌های خبری، و $\mathbf{M}^*(\mathbf{L})$ نیز نشان‌دهنده یک ماتریس $n \times n$ است که هر یک از عناصر آن، یک چندجمله‌ای بر حسب عملگر وقفه، و نشان‌دهنده واکنش متغیرها به شوک‌های ساختاری در طول زمان‌اند. با توجه به اینکه برخی از شوک‌های ساختاری، ماهیت خبری دارند، دست‌کم یکی از ریشه‌های $\det \mathbf{M}^*(\mathbf{L})$

در رابطه (۳۳)، در درون دایره واحد قرار داشته و $\mathbf{u}_t^*$ نسبت به $\mathbf{x}_t^*$ غیربنیادی است؛ یعنی

$$\mathbf{u}_t^* \notin \overline{\text{space}} \{ \mathbf{x}_{t-i}^* \mid i \geq 0 \} \quad (34)$$

حال فرض کنید که بردار متغیرهای مورد نظر تحلیل گر، $\mathbf{x}_t^*$ با k متغیر کمکی $x_{1t}, \dots, x_{kt}$ بسط یابد. در این صورت، رابطه (۳۳) به

$$\begin{pmatrix} \mathbf{x}_t^* \\ x_{1t} \\ \vdots \\ x_{kt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{M}^*(\mathbf{L}) & 0 \\ (\mathbf{m}_1(\mathbf{L}))^T & (d_1(\mathbf{L}))^T \\ \vdots & \vdots \\ (\mathbf{m}_k(\mathbf{L}))^T & (d_k(\mathbf{L}))^T \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{u}_t^* \\ v_{1t} \\ \vdots \\ v_{kt} \end{pmatrix} \quad (35)$$

بدل خواهد شد که در آن، $v_{1t}, \dots, v_{kt}$ نشان‌دهنده شوک‌های ساختاری مختص متغیرهای کمکی، و $\mathbf{m}_i(\mathbf{L})$ و $d_i(\mathbf{L})$ نیز بردارهایی هستند با ابعاد $n \times 1$ و $k \times 1$ که واکنش متغیر کمکی i به شوک‌های ساختاری مورد نظر تحلیل گر و شوک‌های ساختاری مختص سایر متغیرهای کمکی را نشان می‌دهند. نمایش (۳۵) را می‌توان به

$$\begin{pmatrix} \mathbf{x}_t^* \\ \mathbf{x}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{M}^*(\mathbf{L}) & 0 \\ \mathbf{M}(\mathbf{L}) & \mathbf{D}(\mathbf{L}) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{u}_t^* \\ \mathbf{v}_t \end{pmatrix} \quad (36)$$

خلاصه کرد، به‌طوری‌که

$$\begin{aligned}x_t &\equiv \begin{pmatrix} x_{1t} \\ \vdots \\ x_{kt} \end{pmatrix}, \\v_t &\equiv \begin{pmatrix} u_{1t} \\ \vdots \\ u_{kt} \end{pmatrix}, \\M(L) &\equiv \begin{pmatrix} (m_1(L))^T \\ \vdots \\ (m_k(L))^T \end{pmatrix}, \\D(L) &\equiv \begin{pmatrix} (d_1(L))^T \\ \vdots \\ (d_k(L))^T \end{pmatrix},\end{aligned}$$

نیز ماتریس‌هایی با ابعاد $k \times n$ و $k \times k$ هستند. جیانون و ریچلین (۲۰۰۶) نشان می‌دهند که u_t^* چنانچه در سیستم کوچک‌تر غیربنیادی باشد، در سیستم بزرگ‌تر نیز «عموماً» غیربنیادی است؛ برای درک این نکته، کافیهست نگاهی ببندازیم به دترمینان ماتریس MA در سیستم بزرگ‌تر، رابطه (۳۶) که معادل $\det$

$$\begin{pmatrix} M^*(L) & 0 \\ M(L) & D(L) \end{pmatrix} = [\det M^*(L)] [\det D(L)], \quad (37)$$

است؛ با توجه به اینکه دست‌کم یکی از ریشه‌های $\det M^*(L)$ دارای قدرمطلق کوچک‌تر از یک است، دترمینان فوق نیز دست‌کم یک ریشه با قدرمطلق کوچک‌تر از یک خواهد داشت و U_t^* علاوه بر سیستم کوچک‌تر، یعنی در رابطه (۳۳)، در سیستم بزرگ‌تر، یعنی در رابطه (۳۶)، نیز غیربنیادی خواهد بود، مگر اینکه ریشه‌های $\det D(L)$ با ریشه‌های مذکور ساده شوند؛ بنابراین بسط سیستم، تنها «در شرایط خاصی» می‌تواند نقص اطلاعات تحلیل‌گر نسبت به شوک‌های خبری را رفع کند؛ اما این شرایط خاص چگونه اتفاق می‌افتد؟ به عبارت بهتر، تحت چه شرایطی، افزایش تعداد متغیرهای قابل مشاهده سیستم، کفایت اطلاعات تحلیل‌گر برای شناسایی شوک‌های خبری را به همراه خواهد داشت؟ برای پاسخ به این پرسش، پیرو جیانون و ریچلین (۲۰۰۶) فرض می‌کنیم که

$$M(L) = M_0 + M_1 L + M_1 L^2 + \dots + M_p L^p, \quad (38)$$

است، بدین معنا که واکنش متغیرهای کمکی به شوک‌های ساختاری، متناهی بوده و درنهایت بعد از p دوره به صفر می‌رسد. در این صورت، با تعریف

$$M = (M_0 \ M_1 \ \dots \ M_p),$$

$$u_t \equiv \begin{pmatrix} u_t^* \\ u_{t-1}^* \\ \vdots \\ u_{t-p}^* \end{pmatrix},$$

می توان سیستم متشکل از متغیرهای کمکی را به صورت

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{M}\mathbf{u}_t = \mathbf{e}_t, \quad (39)$$

نوشت، به طوری که

$$\mathbf{e}_t \equiv \mathbf{D}(\mathbf{L})\mathbf{v}_t, \quad (40)$$

باشد. توجه داشته باشید که چنانچه $\mathbf{v}_t=0$ بوده و $\mathbf{M}^T\mathbf{M}$ از مرتبه کامل برخوردار باشد، $\mathbf{u}_t$ در رابطه

(۳۹) را می توان با تصویر خطی $\mathbf{x}_t$ بر روی فضای برداری حاصل از ماتریس $\mathbf{M}$ به صورت

$$\hat{\mathbf{u}}_t = (\mathbf{M}^T\mathbf{M})^{-1}\mathbf{M}^T\mathbf{x}_t, \quad (41)$$

بازیابی کرد که با جایگذاری (۳۹) در آن خواهیم داشت:

$$\hat{\mathbf{u}}_t = \mathbf{u}_t; \quad (42)$$

روابط (۴۱) و (۴۲) نشان می دهند که چنانچه $\mathbf{v}_t=0$ و $\mathbf{M}^T\mathbf{M}$ دارای مرتبه کامل باشد $\mathbf{u}_t$ و به تبع

آن $\mathbf{u}_t^*$ را می توان از سری زمانی $\mathbf{x}_t$ شناسایی کرد.

اما با فرض واقع گرایی، $\mathbf{v}_t \neq 0$ سمت راست تساوی در (۴۲) علاوه بر $\mathbf{u}_t$ عبارتی شامل توان مثبتی

از $\Sigma \mathbf{e}$ به عنوان ماتریس واریانس-کواریانس $\mathbf{e}$ نیز خواهد داشت، گرچه، مشروط به اینکه نرم این

ماتریس، $\|\Sigma \mathbf{e}\|$ به صفر میل کند، عبارت مذکور قابل اغماض بوده و خواهیم داشت:

$$\hat{\mathbf{u}}_t \rightarrow \mathbf{u}_t; \quad (43)$$

بنابراین، تحت دو شرط (۱) رتبه کامل $\mathbf{M}^T\mathbf{M}$ و (۲) $\|\Sigma \mathbf{e}\| \rightarrow 0$ که فقط اگر تعداد متغیرهای

کمکی به اندازه کافی زیاد باشد امکان تحقق دارند (Forni, et al., 2017a) $\mathbf{u}_t$ در رابطه (۳۹) و به تبع

آن $\mathbf{u}_t^*$ در رابطه (۳۳) را می توان از مقادیر جاری $\mathbf{x}$ شناسایی کرد؛ در این صورت، شوک های ساختاری

مورد نظر تحلیل گر، $\mathbf{U}_t^*$ که نسبت به متغیرهای مورد نظر او، $\mathbf{x}_t^*$ غیربنیادی بودند، نسبت به متغیرهای

کمکی $\mathbf{x}_t$ بنیادی خواهند بود، بدین معنا که

$$\mathbf{u}_t^* \in \overline{\text{space}}\{\mathbf{x}_{t-1} | i \geq 0\}. \quad (44)$$

درحقیقت، تحت شروط فوق الذکر، هر متغیر کمکی که به سیستم افزوده شود، به اطلاعات

تحلیل گر نسبت به شوک های ساختاری مورد نظر تحلیل گر می افزاید، و چنانچه تعداد این متغیرها k

به اندازه کافی زیاد باشد، نقص اطلاعات تحلیل گر نسبت به شوک های ساختاری مورد نظرش، کاملاً

رفع می شود.

اما فارغ از بحث های فنی، برای درک شهودی دو شرط یاد شده، باید آنها را از زاویه دیگری بررسی

کرد. دقت کنید که افزایش تعداد متغیرهای کمکی، زمانی به اطلاعات تحلیل گر نسبت به شوک های

ساختاری مورد نظر او می‌افزاید که اولاً همه آن متغیرها به شوک‌های ساختاری مورد نظر تحلیل‌گر واکنش داشته باشند که به معنای فراگیری^۱ این شوک‌هاست، و ثانیاً واکنش آن متغیرها به شوک‌های ساختاری مورد نظر تحلیل‌گر به قدر کافی «ناهمگن» باشد؛ رتبه کامل M^1M برای یک مقدار بزرگ k بیان فنی همین دو شرط است؛ اما دقت کنید که به ازای هر متغیر کمکی، شوکی نیز به سیستم افزوده می‌شود؛ طبیعتاً اگر این شوک‌ها از واریانس و همبستگی ناچیزی برخوردار باشند، تحلیل‌گر می‌تواند با صرف‌نظر از آنها به مثابه خطاهای اندازه‌گیری، شوک‌های ساختاری مورد نظر خود را به عنوان تنها منابع تغییر، حتی در سیستم بزرگ‌تر که حاوی متغیرهای کمکی است، شناسایی کند؛ $0 \rightarrow ||\Sigma e||$ برای یک مقدار بزرگ، k بیان فنی همین شرط است.

۱-۱- نسخه کلاسیک رویکرد SVAR در چهارچوب سیستم FAVAR

چنان‌که در قسمت قبل مشاهده شد، بسط بردار متغیرها، در سیستم کوچکی که دچار مشکل شوک‌های غیربنیادی است، زمانی می‌تواند به حل مشکل بیانجامد که از یک سو شوک‌های ساختاری مورد نظر تحلیل‌گر، فراگیر باشند، بدین معنا که در تعداد زیادی از متغیرهای اقتصادی، واکنش‌های ناهمگنی برانگیزند، و از سوی دیگر شوک‌های متناظر با متغیرهای کمکی، صرفاً مختص متغیرهای مذکور باشند، بدین معنا که از واریانس و همبستگی ناچیزی برخوردار بوده و به مثابه خطاهای اندازه‌گیری، قابل‌اغماض باشند؛ این دو شرط نیز زمانی برقرارند که تعداد متغیرها به اندازه کافی زیاد باشد.

اما منظور از «به اندازه کافی» در عبارت فوق چیست؟ پاسخ این پرسش، در مدل‌های موسوم به DFM^۲ نهفته است. فرض مدل‌های مذکور این است که تنها چند عامل دینامیک می‌توانند هم حرکتی میان تعداد قابل توجهی از سری‌های زمانی در اقتصاد را توضیح دهند، و منشأ تغییرات این چند عامل دینامیک نیز تنها چند شوک ساختاری هستند؛ براین اساس، تعداد قابل توجهی از سری‌های زمانی در اقتصاد را می‌توان به صورت مجموع دو جزء متعامد نوشت: یک «جزء مشترک»^۳ که نشئت گرفته از همان چند شوک ساختاری است، و یک «جزء منحصر به فرد»^۴ که باقیمانده سری است (Stock & Watson, 2005). فورنی و همکاران (۲۰۱۷a,b)^۵ نشان می‌دهند که چنانچه بتوان داده‌ها

1. Pervasiveness
2. Dynamic Factor Model
3. Common Component
4. Idiosyncratic Component
- 5 Forni

را با یک DFM نمایش داد، می‌توان اطمینان یافت که دو شرط مذکور در بند فوق تأمین شده و سری‌های کمکی، برای شناسایی شوک‌های ساختاری مورد نظر تحلیل‌گر کافی هستند.

با توجه به توضیحات فوق، شناسایی شوک‌های خبری در گرو تعداد سری‌هایی است که مورد بررسی قرار می‌گیرند؛ به‌عنوان مثال، چنان‌که در قسمت بسط اطلاعات از طریق افزایش تعداد متغیرهای قابل‌مشاهده در صفحات قبلی ملاحظه شد، یک شوک فناورانه با ماهیت خبری، از آنجاکه هنوز تغییری در بهره‌وری عوامل تولید ایجاد نکرده، از سری زمانی تغییرات بهره‌وری قابل استنباط نیست؛ از سوی دیگر، سری زمانی رشد مقدار حقیقی تولید، علی‌رغم اینکه انتظارات عاملان اقتصادی از سطوح آتی بهره‌وری و بنابراین شوک‌های خبری درباره نوآوری‌های فناورانه را منعکس می‌کند، برای حل مشکل مذکور کافی نیست. برای دستیابی به این هدف، سری‌های زمانی تمام متغیرهایی که برآمده از تصمیمات جلونگردد، چنانچه با یک DFM قابل‌نمایش باشند، باید در سیستم لحاظ شوند. توجه داشته باشید که به‌طور کلی، افزایش تعداد متغیرهای سیستم، درجه آزادی و بنابراین قابلیت توضیح‌دهندگی سیستم را کاهش می‌دهد؛ اما نه زمانی که داده‌های مربوط به متغیرهای اضافه شده، از یک DFM تبعیت کنند. در یک DFM، تنها چند عامل دینامیک می‌توانند تمام اطلاعات مربوط به شوک‌های ساختاری مورد نظر تحلیل‌گر را که در تعداد قابل‌توجهی از متغیرهای قابل‌مشاهده نهفته‌اند، ثبت و ضبط کنند. این چند عامل دینامیک، به روش مؤلفه‌های اصلی^۱ برآورد شده و به‌جای متغیرهای پرشماری که مستقیماً قابل‌مشاهده‌اند، وارد سیستم VAR می‌شوند؛ سیستم جدید، یک سیستم VAR است که بردار متغیرهای قابل‌مشاهده آن، با عوامل دینامیک بسط یافته و به همین دلیل، FAVAR^۲ نامیده می‌شود (برای مرور مدل‌های موسوم به DFM، روش مؤلفه‌های اصلی، و سیستم‌های FAVAR مراجعه کنید به [Hansen & Hodrick, 1980](#); [Cochrane, 1994](#)) در سیستم FAVAR، شوک‌های ساختاری را می‌توان در یک مرحله، با رویکرد استاندارد SVAR، از مقادیر حال و گذشته متغیرهای اصلی و عوامل دینامیکی که از متغیرهای کمکی استخراج شده‌اند، استنباط کرد (به‌عنوان نمونه‌هایی برای این شیوه حل مشکل شوک‌های غیربنیادی ([Ben Zeev & Pappa, 2017](#)); [Forni et al \(2014\)](#); [Roulleau-Pasdeloup & Doz, 2011](#); [Ricco & Ellahie, 2012](#)); [Fragetta & Gasteiger, 2014](#))

1. Principal Components
2. Factor Augmented VAR

نقص اطلاعات بعلت وجود اختلال در دریافت شوک‌های خبری

تا اینجا بحث گفتیم که یک شوک خبری نسبت به متغیرهای سیستم VAR، غیربنیادی است، به این معنا که مقادیر حال و گذشته چند متغیر محدود، برای شناسایی آن کافی نیستند؛ در ادامه نیز گفتیم که با لحاظ سایر متغیرهای جلونگر در سیستم و تبدیل آن به FAVAR، مشکل مذکور برطرف می‌شود، به این معنا که مقادیر حال و گذشته چندین متغیر متنوع، برای شناسایی شوک خبری مذکور کافی خواهند بود. توجه داشته باشید که شوک خبری، مقدار جاری متغیری را که به آن اصابت کرده، تغییر نمی‌دهد و بنابراین برای تحلیل‌گر قابل مشاهده نیست؛ اما «مشاهده» آن توسط عاملان اقتصادی، پیش‌بینی‌های آنها از آینده، تصمیمات مبتنی بر این پیش‌بینی‌ها، و بنابراین مقادیر جاری متغیرهای برآمده از این تصمیمات را که همان متغیرهای کمکی هستند، تغییر می‌دهد، و «مشاهده» این تغییرات توسط تحلیل‌گر، نقص اطلاعات او نسبت به شوک خبری مذکور را رفع می‌کند.

حال تصور کنید که شوک خبری، نه تنها برای تحلیل‌گر بلکه برای عاملان اقتصادی نیز غیرقابل مشاهده باشد؛ در این صورت، شوک مذکور، نه در انتظارات تغییری ایجاد می‌کند، و نه در مقادیر جاری متغیرهای جلونگر که متأثر از انتظاراتند؛ بنابراین، حتی اگر تمام این متغیرها نیز به سیستم اضافه شوند، باز هم نقص اطلاعات تحلیل‌گر نسبت به شوک مذکور برطرف نخواهد شد. برخلاف آنچه در وهله اول به نظر می‌رسد، این وضعیت، نه تنها ممکن بلکه محتمل است. به خاطر بیاورید که شوک خبری، شوکی است که تأثیر آن بر متغیری که مورد اصابت قرار داده، با تأخیر محقق می‌شود؛ بنابراین، اگر فرض کنیم که شوک خبری برای عاملان اقتصادی قابل مشاهده است، درحقیقت فرض کرده‌ایم که عاملان اقتصادی می‌توانند در زمان حال، مقادیر آتی متغیر را عیناً پیش‌بینی کنند؛ اما این فرض، فرض معقولی نیست. توجه داشته باشید که در آغاز، مفهوم شوک‌های خبری در مطالعات اقتصادی، صرفاً به محتوای پیش‌بینی‌نشده آمارهایی اشاره داشت که در زمان‌های معین به صورت عمومی توسط مراجع قانونی اعلام می‌شدند؛ اما امروزه این شوک‌ها، در تطابق با دنیای واقعی، از داده‌های رسمی فراتر رفته و منابعی همچون بیانیه‌های عمومی، وقایع سیاسی، و حتی شایعات را نیز شامل می‌شوند (Dominguez & Panthaki, 2006). از این رو، برای سازگاری بیش‌تر با واقعیت، بهتر است فرض کنیم که پیش‌بینی عاملان اقتصادی از مقادیر آتی متغیری که مورد اصابت شوک خبری قرار گرفته، با خطا همراه است؛ بدین منظور، فرض می‌کنیم که آنچه عاملان اقتصادی مشاهده کرده و مبنای تصمیمات خود قرار می‌دهند، آمیزه‌ای تفکیک‌ناپذیر از شوک خبری و نویز است (Chan, Eisenstat, & Koop, 2019). در این صورت، آنچه از مقادیر جاری متغیرهای برآمده از

تصمیمات فردی استنباط می‌شود، نه شوک خبری است و نه نویزی که آن را مخدوش کرده بلکه همان ترکیب تفکیک‌ناپذیر از شوک خبری و نویز است. با این استدلال، شوک خبری، چنانچه به نویز آمیخته باشد، نسبت به هر بردار قابل‌تصور از متغیرهای قابل‌مشاهده، غیربنیادی خواهد بود؛ به عبارت دیگر، برای تفکیک شوک خبری از نویز، نه تنها مقادیر حال و گذشته چند متغیر محدود در VAR، بلکه مقادیر حال و گذشته چندین متغیر متنوع در FAVAR نیز کافی نیستند.

۱- بسط اطلاعات با لحاظ مقادیر آتی متغیرهای قابل‌مشاهده

با توجه به توضیحات فوق، پرسشی که به ذهن خطور می‌کند این است که نقص اطلاعات، چنانچه ناشی از اختلال در دریافت شوک‌های خبری باشد، چگونه قابل‌جبران است. برای پاسخ به این پرسش، به یاد بیاورید که منظور از نقص اطلاعات، عدم کفایت «مقادیر حال و گذشته چند متغیر مورد نظر تحلیل‌گر» برای شناسایی شوک‌های ساختاری مورد نظر اوست. بر اساس این گزاره، به صورت بالقوه، دو منبع اطلاعاتی برای جبران چنین نقصی قابل‌تصور است: (۱) مقادیر حال و گذشته «سایر متغیرهای قابل‌مشاهده»، علاوه بر آنها که مستقیماً مدنظر تحلیل‌گرند؛ (۲) مقادیر «آتی» همان چند متغیر مورد نظر تحلیل‌گر، علاوه بر مقادیر حال و گذشته آنها. چنان که گفته شد، منبع اطلاعاتی اول، نقص اطلاعات تحلیل‌گر نسبت به شوک‌های خبری خالص را جبران می‌کند؛ اما نقص اطلاعات او نسبت به شوک‌های خبری آمیخته به نویز را جبران نمی‌کند؛ بنابراین، اطلاعات تکمیلی در خصوص شوک‌های نوع اخیر، منطقاً باید از منبع دوم تأمین شود. بازگشت به مثال بخش نقص اطلاعات بعثت ماهیت خبری شوک‌های ساختاری در صفحات قبلی مقاله و تعدیل آن برای یک شوک خبری آمیخته به نویز، بر اساس مطالعه (Chan, Eisenstat, & Koop, 2019) می‌تواند نقش مقادیر «آتی» متغیرها در تفکیک شوک خبری از نویز در دوره «جاری» را روشن سازد.

توجه کنید که در مثال قسمت نقص اطلاعات بعثت ماهیت خبری شوک‌های ساختاری در صفحات قبلی مقاله، فرض بر این بود که شوک خبری درباره نوآوری‌های فناورانه، قابل‌مشاهده است که ترجمان فنی آن، جایگذاری at به جای $Etat$ در رابطه (۲۹) بود. اکنون، برای تطابق بیشتر با واقعیت، این فرض را رها کرده و در عوض، فرض می‌کنیم که آنچه عاملان اقتصادی مشاهده می‌کنند، یک سیگنال، s_t به صورت

$$s_t = a_t + \epsilon_t, \quad (45)$$

است که در آن، ϵ_t نشان‌دهنده نویز، و همچون a_t غیرقابل‌مشاهده است. تنها اطلاعاتی که عاملان

اقتصادی در خصوص a_t و ϵ_t دارند، توزیع احتمال آن‌هاست که به‌صورت

$$a_t \sim N(0, \sigma_a^2),$$

و

$$\epsilon_t \sim N(0, \sigma_\epsilon^2),$$

است. علی‌رغم عدم مشاهده a_t ، عاملان اقتصادی می‌کوشند که با استفاده بهینه از اطلاعات خود که شامل مقدار تحقق‌یافته سیگنال و توابع توزیع احتمال a_t و ϵ_t است، آن را به‌صورت خطی برآورد کنند:

$$E_t a_t = \gamma s_t : \gamma \equiv \frac{\sigma_a^2}{\sigma_s^2} \quad (46)$$

در این صورت، سطح انتظاری بهره‌وری در دوره t ، به‌جای رابطه (۲۹) عبارت خواهد بود از

$$E_t z_{t+j} = z_t + d_{ij}(L)\gamma(a_t + \epsilon_t). \quad (47)$$

از مقایسه $E_t z_{t+j}$ در رابطه (۴۷) با z_{t+j} در رابطه (۲۸) می‌توان دریافت که شوک خبری a_t اطلاعاتی از سطوح آتی بهره‌وری به عاملان اقتصادی می‌دهد که حتماً در آینده محقق می‌شوند؛ اما اطلاعات موجود در نویز ϵ_t ، اطلاعات نادرستی است که صرفاً انتظارات عاملان اقتصادی را تغییر داده و از این طریق، در مقدار جاری متغیری نظیر مقدار حقیقی تولید که تحت تأثیر سطوح انتظاری بهره‌وری است، منعکس می‌شود. نکته اخیر به‌صورت فنی نیز قابل‌رؤیت است. بدین‌منظور، ملاحظه کنید که معادله مربوط به مقدار حقیقی تولید، با جایگذاری رابطه (۴۷) در رابطه (۲۵) به‌جای رابطه (۳۲) عبارت خواهد بود از

$$y_t = \frac{1}{1-\beta} z_t + h_1(L)\gamma a_t + h_1(L)\gamma \epsilon_t, \quad (48)$$

که در آن $h_1(L)$ از رابطه (۳۰) برای $s=1$ به‌دست آمده است؛ این معادله نشان می‌دهد که مقدار حقیقی تولید در دوره جاری، تا حدی متناسب به مقدار تحقق‌یافته بهره‌وری است، $(1/(1-\beta)) z_t$ تا حدی متناسب به اخبار دریافتی طی n دوره گذشته و دوره جاری که تغییرات آتی بهره‌وری را به‌درستی پیش‌بینی می‌کنند، $\gamma h_1(L) a_t$ و اما تا حدی متناسب به نویزهای دریافتی طی n دوره گذشته و دوره جاری که علی‌رغم تغییر سطوح انتظاری بهره‌وری، هیچ تأثیری بر سطوح واقعی آن ندارند، $\gamma h_1(L) \epsilon_t$ ؛ به بیان رایج در ادبیات مربوطه، دو جزء اول مقدار حقیقی تولید، مبتنی بر واقعیت‌های بنیادی اقتصادند؛ اما جزء دوم، صرفاً ناشی از انتظارات است. علت واکنش تولید به اطلاعات نادرست درباره بهره‌وری این است که عاملان اقتصادی، به محض دریافت سیگنالی که از یک تغییر فناورانه حکایت دارد، نمی‌دانند که چه مقدار از این تغییر «خبر» است، به این معنا که در آینده حتماً محقق

خواهد شد، و چه مقدار «نویز» است، به این معنا که هرگز تحقق نخواهد یافت؛ بنابراین، خبر و نویز موجود در سیگنال، پیش‌بینی آنی عاملان اقتصادی از سطوح آتی بهره‌وری را به یکسان تغییر داده، و بنابراین واکنش‌های آنی یکسانی نیز در آنها برمی‌انگیزند؛ برابری ضرایب a_t و ϵ_t در روابط (۴۷) و (۴۸) به همین دو نکته اشاره دارد. براین اساس، واکنش آنی افراد به نویز، که معادل γ است، بیش از اندازه صحیح آن، یعنی صفر، و واکنش آنی آنها به خبر که آن هم معادل γ است، کم‌تر از اندازه صحیح آن، یعنی یک، است؛ اما توجه داشته باشید که روابط (۴۷) و (۴۸) نشان‌دهنده پیش‌بینی و واکنش آنی عاملان اقتصادی به محض دریافت سیگنالند که به مرور زمان و با دریافت اطلاعات جدید بروز می‌شوند. منظور از اطلاعات جدید چیست؟ برای پاسخ به این پرسش، به‌خاطر بیاورید که طبق رابطه (۲۳) در مثال مورد بررسی ما، اثر یک شوک خبری درباره نوآوری‌های فناورانه بر سطح بهره‌وری عوامل تولید، به مرور زمان و طی n دوره آشکار می‌شود؛ بنابراین، با گذشت یک دوره، بخشی از اثر شوک خبری ظاهر شده، و سطح بهره‌وری به

$$z_{t+1} = z_t + c_1(L)a_t, \quad (49)$$

خواهد رسید، درحالی‌که طبق رابطه (۴۷) پیش‌بینی عاملان اقتصادی از آن معادل

$$E_t z_{t+1} = z_t + c_1(L)\gamma a_t + c_1(L)\gamma \epsilon_t, \quad (50)$$

بوده که در آن، طبق تعریف $c_1(L)$ رابطه (۲۶) برای چندجمله‌ای از مرتبه n است. تغییری که در دوره $t+1$ ، بر خلاف انتظار عاملان اقتصادی، در سطح بهره‌وری ایجاد می‌شود، همان است که افراد در این دوره «می‌آموزند»؛ این تغییر ناگهانی که به «شوک یادگیری» تعبیر شده و با u نشان داده می‌شود، معادل

$$u_{t+1} \equiv z_{t+1} - E_t z_{t+1} = c_1(L)((1 - \gamma)a_t - \gamma \epsilon_t), \quad (51)$$

است. درحقیقت، در دوره $t+1$ عاملان اقتصادی با مشاهده سطح واقعی بهره‌وری، به بخشی از خطاهای خود در تفکیک خبر و نویز موجود در سیگنال‌های دریافتی طی n دوره گذشته، پی می‌برند. این پاره از اطلاعات جدید، بدون شک پیش‌بینی اولیه آنها از سطح بهره‌وری در دوره t را تغییر می‌دهد؛ عاملان اقتصادی از آنچه در دوره $t+1$ می‌آموزند استفاده کرده و پیش‌بینی اولیه خود از بهره‌وری در دوره t را بروز می‌کنند:

$$E_{t+1} z_{t+j} = E_t z_{t+j} + u_{t+1} = z_{t+1} + d_2(L)\gamma s_t. \quad (52)$$

حال چنانچه معادله (۴۸) را یک دوره به جلو برده و رابطه (۵۲) را در آن جایگزین کنیم، سطح

بهره‌وری در دوره $t+1$ عبارت خواهد بود از

$$y_{t+1} = \frac{1}{1-\beta} z_{t+1} + h_2(L)\gamma a_t + h_2(L)\gamma \epsilon_t, \quad (53)$$

معادله (۵۳) نشان می‌دهد که مقدار حقیقی تولید در دوره $t+1$ ، کماکان دارای جزئی منتسب به نویز، $\gamma h_2(L)\epsilon_t$ است؛ اما این جزء نسبت به دوره قبل کوچک‌تر شده است؛ زیرا چندجمله‌ای $h_2(L)$ از درجه $n-1$ است، بدین‌معنا که رشد ناشی از انتظارات در دوره $t+1$ مربوط به نویزهای دریافتی طی $n-1$ دوره منتهی به t است؛ درحالی‌که رشد ناشی از انتظارات در دوره t مربوط به نویزهای دریافتی طی n دوره منتهی به t بود. در دوره بعد، z_{t+2} تحقق‌یافته و خطاهای عاملان اقتصادی در پیش‌بینی آن را آشکار می‌سازد:

$$u_{t+2} \equiv z_{t+2} - E_{t+1}z_{t+2} = c_1 a_{t+1} + c_2(L)((1-\gamma)a_t - \gamma \epsilon_t);$$

عاملان اقتصادی با استفاده از آنچه بدین‌صورت آموخته‌اند، پیش‌بینی دوره قبل خود از سطح بهره‌وری در دوره t را بروز می‌کنند:

$$E_{t+2}z_{t+j} = E_{t+1}z_{t+j} + u_{t+2} = z_{t+2} + d_3(L)\gamma s_t.$$

حال چنانچه معادله (۴۸) را دو دوره جلو برده و معادله فوق را در آن جایگزین کنیم، سطح بهره‌وری در دوره $t+2$ عبارت خواهد بود از

$$y_{t+2} = \frac{1}{1-\beta} z_{t+2} + h_3(L)\gamma a_t + h_3(L)\gamma \epsilon_t,$$

که بر اساس آن، مقدار حقیقی تولید در دوره $t+2$ کماکان دارای جزئی منتسب به نویز، $\gamma h_3(L)\epsilon_t$ است؛ اما این جزء نسبت به دوره قبل کوچک‌تر شده است؛ زیرا چندجمله‌ای $h_3(L)$ از درجه $n-2$ است، بدین‌معنا که رشد ناشی از انتظارات در دوره $t+2$ مربوط به نویزهای دریافتی طی $n-2$ دوره منتهی به t است؛ درحالی‌که رشد ناشی از انتظارات در دوره $t+2$ مربوط به نویزهای دریافتی طی $n-1$ دوره منتهی به t بود.

فرایند مذکور به همین شکل ادامه پیدا می‌کند تا دوره $t+n$ که در آن شوک یادگیری معادل

$$u_{t+n} = c_1 a_{t+n-1} + \dots + c_{n-1} a_{t+1} + c_n((1-\gamma)a_t - \gamma \epsilon_t), \quad (54)$$

است به‌طوری‌که بر اساس c_n رابطه (۲۶) جایگزین $c_n(L)$ شده است؛ جزء آخر معادله به این نکته اشاره دارد که در دوره $t+n$ ، آنچه برای یادگیری باقی مانده، خطایی است که در واکنش به سیگنال دوره t رخ داده است، چرا که خطاهای مربوط به دوره‌های $n-1$ تا $t-1$ قبلاً اصلاح شده‌اند. عاملان اقتصادی با بهره‌گیری از این شوک یادگیری، پیش‌بینی خود از سطح بهره‌وری در دوره t را به

$$E_{t+n}z_{t+j} = z_{t+n}; \quad (55)$$

بروز می‌کنند که چنانچه آن را در n دوره بعد در رابطه (۴۸) جایگزین کنیم، مقدار حقیقی تولید

در دوره $t+n$ معادل

$$y_{t+n} = \frac{1}{1-\beta} z_{t+n} \quad (56)$$

و چنان که ملاحظه می‌گردد، عاری از جزئی منتسب به نوپز است.

مقایسه y_t در رابطه (۴۸) با $y_{t,n}$ در رابطه (۵۶) نشان می‌دهد که n دوره زمان لازم است تا عاملان اقتصادی بتوانند با یادگیری خطاهای خود، خبر و نوپز یک سیگنال را از هم تفکیک کرده و از واکنش به نوپز امتناع ورزند. این نکته، با بررسی شوک‌های یادگیری طی دوره‌های $t+1$ تا $t+n$ روشن‌تر خواهد شد:

$$\begin{aligned} u_t &= 0 \\ u_{t+1} &= c_1((1-\gamma)a_t - \gamma\epsilon_t) + \dots + c_n((1-\gamma)a_{t+1-n} - \gamma\epsilon_{t+1-n}), \\ u_{t+2} &= c_1a_{t+1} + c_2((1-\gamma)a_t - \gamma\epsilon_t) + \dots + c_n((1-\gamma)a_{t+2-n} - \gamma\epsilon_{t+2-n}), \\ &\vdots \\ u_{t+n} &= c_1a_{t+n-1} + \dots + c_{n-1}a_{t+1} + \dots + c_n((1-\gamma)a_t - \gamma\epsilon_t), \\ u_{t+n+1} &= c_1a_{t+n} + \dots + c_na_t. \end{aligned}$$

برای درک شهودی این مقادیر، به‌خاطر بیاورید که به‌علت تفکیک‌ناپذیری a_t و ϵ_t ، واکنش آنی عاملان اقتصادی به هر دوی آنها برابر، و معادل γ است، درحالی که a_t بهره‌وری را به‌مدت n دوره تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ اما ϵ_t مطلقاً تأثیری بر بهره‌وری ندارد؛ این بدان معناست که افراد در واکنش به ϵ_t ، دچار خطایی معادل $(1-\gamma)a_t - \gamma\epsilon_t$ می‌شوند. بدون شک در دوره t که اثر a_t هنوز تحقق نیافته است، هیچ منبع اطلاعاتی برای آگاهی از این خطا برای عاملان اقتصادی وجود ندارد؛ اما از $t+1$ تا $t+n$ که طی آن اثر a_t بر بهره‌وری به‌تدریج ظاهر می‌شود، تغییرات تحقق یافته در بهره‌وری، به منابع اطلاعاتی جدید برای آنها بدل می‌شوند؛ اطلاعات جدید در هر دوره که تحت عنوان برای $z = 1, \dots, n$ به‌دست آمده‌اند، «بخشی از» خطای مذکور، معادل $(1-\gamma)a_t - \gamma\epsilon_t$ است. درنهایت در دوره $t+n+1$ ، پس از اینکه اثر a_t بر بهره‌وری عوامل تولید کاملاً تحقق یافت، تفکیک a_t و ϵ_t برای عاملان اقتصادی امکان‌پذیر شده و خطای اولیه کاملاً رفع می‌شود. درحقیقت، عاملان اقتصادی، خطایی را که در دوره «جاری» برای تفکیک خبر از نوپز مرتکب می‌شوند، از طریق شوک‌های یادگیری طی n «دوره آتی»، کشف و تصحیح می‌کنند؛ این گزاره را به‌صورت فنی می‌توان با

$$(1-\gamma)a_t - \gamma\epsilon_t = g(F) u_t, \quad (57)$$

نمایش داد که در آن، $F \equiv L^{-1}$ عملگر پیش‌ران^۱ است و $g(F)$ یک چندجمله‌ای از درجه n بر حسب F . توجه داشته باشید که شوک‌های یادگیری، یعنی $u_{t+j} \equiv z_{t+j} - E_{t+j-1}z_{t+j}$ برای $j = 1, \dots, n$ وابسته

به پیش‌بینی‌های عاملان اقتصادی بوده و بنابراین برای تحلیل‌گر نامعلوم‌اند؛ ضرایب $g(F)$ نیز وابسته به ضرایب $c(L)$ یعنی ضرایب توابع کنش-واکنش ساختاری، بوده؛ بنابراین برای تحلیل‌گر نامعلوم‌اند؛ بنابراین، آنچه از رابطه (۵۷) برای ما معلوم است این است که شناسایی شوک خبری دوره جاری توسط تحلیل‌گر، گرچه هنوز نیازمند شناسایی شوک‌های یادگیری و تخمین ضرایب مربوط به فرایند یادگیری است؛ اما قطعاً از مسیر «مقادیر آتی متغیرها» می‌گذرد. درحقیقت، چنان‌که گفتیم، عاملان اقتصادی، اجزاء درست و نادرست سیگنال «دوره جاری» مبنی بر یک نوآوری فناورانه را، به‌تدریج با مشاهده تغییرات بهره‌وری طی n دوره آتی، تفکیک کرده و براین‌اساس، واکنش‌های اولیه خود به دو جزء مذکور را که در متغیرهای جلونگر نظیر مقدار حقیقی تولید انعکاس می‌یابند، تصحیح می‌کنند؛ با این استدلال می‌توان دریافت که مقادیر «آتی» بهره‌وری و تولید حقیقی، همان منبع تکمیلی است که می‌تواند نقص اطلاعات تحلیل‌گر نسبت به شوک خبری «دوره جاری» مبنی بر یک نوآوری فناورانه را جبران کند.

۱-۱- نسخه غیراستاندارد رویکرد SVAR در چهارچوب سیستم VAR

به‌خاطر بیاورید که مسئله تحلیل‌گر، شناسایی a^*t و ϵ^*t در نمایش

$$\begin{pmatrix} \Delta z_t \\ \Delta y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_{\alpha} c(L) & 0 \\ \sigma_{\alpha} \tilde{y}_{\alpha}(L) & \sigma_{\epsilon} \tilde{y}_{\epsilon}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_t^* \\ \epsilon_t^* \end{pmatrix} \quad (58)$$

است که واکنش بهره‌وری و مقدار حقیقی تولید به شوک خبری و نویز، در روابط (۲۳) و (۴۸) را در یک فرم MA با تعاریف

$$\tilde{y}_a(L) \equiv y_a(L) - (1 - \gamma)\tilde{h}_1(L),$$

و

$$\tilde{y}_{\epsilon}(L) \equiv \gamma\tilde{h}_1(L),$$

تلخیص نموده است. چنان‌که پیش‌تر گفته شد، نه‌تنها مقادیر حال و گذشته Δz_t و Δy_t بلکه مقادیر حال و گذشته هیچ مجموعه‌ای از متغیرها، برای شناسایی α_t^* و ϵ_t^* در نمایش (۵۷) کافی نیستند؛ یعنی تحلیل داده‌ها با رویکرد SVAR حتی اگر با استفاده از یک DFM برای تمام سری‌های زمانی موجود انجام شود، باز هم شوک خبری درباره نوآوری‌های فناورانه و نویز آمیخته با آن را به تفکیک برای تحلیل‌گر افشا «نمی‌کند». حال منطقاً می‌توان پرسید: تحلیل داده‌ها با رویکرد مذکور، چه اطلاعاتی را افشا «می‌کند»؟

برای پاسخ به پرسش فوق، به‌خاطر بیاورید که عاملان اقتصادی در هر دوره، با مشاهده تغییر بهره‌وری عوامل تولید، به خطاهایی که در پیش‌بینی آن مرتکب شده بودند پی می‌برند؛ بنابراین، آنچه از تغییرات بهره‌وری می‌توان استنباط کرد، شوک یادگیری است. از سوی دیگر، آنچه از رشد مقدار حقیقی تولید می‌توان استنباط کرد، سیگنالی است که عاملان اقتصادی درباره نوآوری‌های فناورانه دریافت کرده‌اند؛ به‌خاطر بیاورید که سیگنال‌ها انتظارات عاملان اقتصادی از سطوح آتی بهره‌وری را تغییر داده و از این طریق موجب تغییر مقدار حقیقی تولید در دوره جاری می‌شوند؛ بنابراین، u_t و s_t شوک‌هایی هستند که تحلیل‌گر با تحلیل SVAR، می‌تواند از مقادیر حال و گذشته تغییرات بهره‌وری و رشد مقدار حقیقی تولید استنباط کند. در این راستا، دقت کنید که با فرض معکوس‌پذیری $g(F)$ در معادله (۵۷) u_t معادل

$$u_t = (g(F))^{-1} ((1 - \gamma)a_t - \gamma \epsilon_t), \quad (59)$$

خواهد بود که چنانچه این معادله و معادله (۴۵) را در یک فرم MA به‌صورت

$$\begin{pmatrix} u_t^* \\ s_t^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{\sigma_\epsilon}{\sigma_s} (g(F))^{-1} & -\frac{\sigma_a}{\sigma_s} (g(F))^{-1} \\ \frac{\sigma_a}{\sigma_s} & \frac{\sigma_\epsilon}{\sigma_s} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_t^* \\ \epsilon_t^* \end{pmatrix} \quad (60)$$

خلاصه کنیم، واکنش Δz_t و Δy_t به $u^* t$ و $s^* t$ را می‌توان به‌صورت

$$\begin{pmatrix} \Delta z_t \\ \Delta y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{\sigma_a \sigma_\epsilon}{\sigma_s} c(L) g(F) & \frac{\sigma_a^2}{\sigma_s} c(L) \\ \frac{\sigma_a \sigma_\epsilon}{\sigma_s} \tilde{y}_u(L) g(F) & \frac{\sigma_a^2}{\sigma_s} \tilde{y}_s(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t^* \\ s_t^* \end{pmatrix} \quad (61)$$

خلاصه کرد که در آن

$$u_t^* \equiv \frac{u_t}{\sigma_u},$$

$$s_t^* \equiv \frac{s_t}{\sigma_s},$$

$$\tilde{y}_u(L) \equiv \tilde{y}_a(L) - \tilde{y}_\epsilon(L),$$

$$\tilde{y}_s(L) \equiv \tilde{y}_a(L) - \tilde{y}_\epsilon(L),$$

به‌سادگی می‌توان نشان داد که (۵۸) از جایگزینی (۶۰) در (۶۱) به‌دست می‌آید. حال، پیرو

هنسن و سارجنت (۲۰۱۹) تعریف

$$g(F) \equiv (b(L))^{-1}, \quad (62)$$

به طوری که $b(L)$ عامل بلاسکه^۱ چندجمله‌ای $c(L)$ باشد، تمام آنچه تحلیل گر برای شناسایی α_t^* و ϵ_t^* نیاز دارد، تأمین می‌کند. برای مشاهده این نکته، به خاطر بیاورید که بر اساس قضیه بنیادی جبر، هر چندجمله‌ای با ضرایب حقیقی را می‌توان به حاصل ضرب عوامل خطی با ضرایب مختلط تجزیه کرد؛ بنابراین، چندجمله‌ای $c(L)$ را می‌توان به

$$c(L) = \prod_{j=1}^n (L - \alpha_j),$$

تجزیه کرد که در آن $\alpha_1, \dots, \alpha_n$ نشان‌دهنده ریشه‌های چندجمله‌ای بوده و $\alpha_1, \dots, \alpha_m$ برای $l \leq m \leq n$ در درون دایره واحد فرض شده‌اند. حال عامل بلاسکه چندجمله‌ای $c(L)$ به صورت

$$b(L) = \prod_{j=1}^m \left(\frac{L - \alpha_j}{1 - \bar{\alpha}_j L} \right), \quad (63)$$

تعریف می‌شود که در آن، $\bar{\alpha}_j$ نشان‌دهنده مزدوج α_j است؛ چنان‌که ملاحظه می‌شود، $b(L)$ دارای m ریشه در درون دایره واحد است. با این تعریف، به سادگی می‌توان نشان داد که معکوس عامل بلاسکه، معادل

$$(b(L))^{-1} = b^*(F), \quad (64)$$

است که در آن، $F \equiv L^{-1}$ عملگر پیشران، و ضرایب $b^*(.)$ مزدوج ضرایب $b(.)$ هستند؛ با توجه به اینکه معکوس بلاسکه، یک چندجمله‌ای از عملگر پیشران است، می‌توانیم آن را با چندجمله‌ای نامعلوم $g(F)$ در (۵۷) جایگزین کنیم تا اطلاعاتی را که از مقادیر آتی شوک یادگیری به دست می‌آیند، ضبط کند. توجه داشته باشید که از میان انتخاب‌های موجود برای $g(F)$ $(b(L))^{-1}$ انتخابی است که هم معکوس‌پذیر بوده و هم موجب می‌شود که $u^* t$ و $s^* t$ در نمایش (۶۱) حتماً بنیادی باشند؛ زیرا این انتخاب، نمایش (۶۱) را به نمایش

$$\begin{pmatrix} \Delta z_t \\ \Delta y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{\sigma_a \sigma_\epsilon}{\sigma_s} c(L) (b(L))^{-1} & \frac{\sigma_a^2}{\sigma_s} c(L) \\ \frac{\sigma_a \sigma_\epsilon}{\sigma_s} \tilde{y}_u(L) (b(L))^{-1} & \frac{\sigma_a^2}{\sigma_s} \tilde{y}_s(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t^* \\ s_t^* \end{pmatrix} \quad (65)$$

بدل می‌کند که در آن،

$$c(L) (b(L))^{-1} = \prod_{j=m+1}^n (L - \alpha_j) \prod_{j=1}^m (L - \bar{\alpha}_j L)$$

فاقد ریشه در درون دایره واحد است، بدین معنا که عامل بلاسکه، ریشه درون دایره واحد را از $c(L)$ حذف کرده است؛ بنابراین، تحلیل گر با تحلیل SVAR، می‌تواند شوک یادگیری و سیگنال را از رابطه (۶۵) استنباط کند؛ توجه داشته باشید که شرط، $c(0)=0$ که یک شرط تئوریک برای تعریف

a_t به عنوان یک شوک خبری است، برای شناسایی این شوک ها کفایت می کند. تخمین ماتریس MA در رابطه (۶۵) بعلاوه $\tilde{u}_t^*$ و $\tilde{s}_t^*$ خروجی های تحلیل دو سری Δz_t و Δy_t با رویکرد SVAR هستند. با استفاده از این خروجی ها می توان ماتریس MA را در

$$\begin{pmatrix} u_t^* \\ s_t^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{\sigma_\epsilon}{\sigma_s} b(L) & -\frac{\sigma_a}{\sigma_s} b(L) \\ \frac{\sigma_a}{\sigma_s} & \frac{\sigma_\epsilon}{\sigma_s} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_t^* \\ \epsilon_t^* \end{pmatrix} \quad (66)$$

که از جایگذاری $(b(L))^{-1}$ برای $g(F)$ به دست آمده است، برآورد نمود. بدین منظور، توجه داشته باشید که ما برآوردی از $(\sigma_a^2 a^2 / \sigma_s) c(L)$ در اختیار داریم که یکی از خروجی های تحلیل SVAR در رابطه (۶۵) بوده و با $\hat{x}_{12}(L)$ نمایش داده می شود، و ریشه های آن با ریشه های $\hat{x}_{12}(L)$ یکسان است؛ بنابراین، پس از محاسبه ریشه های $\hat{x}_{11}(L)$ ، با استفاده از ریشه هایی که قدرمطلق کوچک تر از یک دارند، می توان $\tilde{b}(L)$ را به دست آورد. از سوی دیگر، ما برآوردی از $(\sigma_a \sigma_\epsilon / \sigma_s) c(L) (b(L))^{-1}$ در اختیار داریم که یکی دیگر از خروجی های تحلیل SVAR در رابطه (۶۵) بوده و با $\hat{x}_{11}(L)$ نمایش داده می شود؛ از آنجاکه $b(1)=1$ است، خواهیم داشت:

$$\frac{\hat{x}_{12}(1)}{\hat{x}_{11}(1)} = (\sigma_a / \sigma_\epsilon)$$

با توجه به اینکه $\sigma_s^2 = \sigma_a^2 + \sigma_\epsilon^2$ است،

$$(\sigma_a / \sigma_s) = \sin(\arctan(\sigma_a / \sigma_\epsilon)),$$

9

$$(\sigma_\epsilon / \sigma_s) = \cos(\arctan(\sigma_a / \sigma_\epsilon)),$$

خواهند بود. حال با استفاده از $\tilde{u}_t^*$ و $\tilde{s}_t^*$ که خروجی های تحلیل SVAR در (۶۵) هستند، به علاوه برآوردی که از ماتریس MA در (۶۶) به دست آمده است، $\tilde{a}_t^*$ و $\tilde{\epsilon}_t^*$ را می توان از

$$\begin{pmatrix} \hat{a}_t^* \\ \hat{\epsilon}_t^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} (\sigma_\epsilon / \sigma_s) \tilde{b}^* & (\sigma_\epsilon / \sigma_s) \\ -(\sigma_\epsilon / \sigma_s) \tilde{b}^* & (\sigma_\epsilon / \sigma_s) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{u}_t^* \\ \hat{s}_t^* \end{pmatrix} \quad (67)$$

به دست آورد. چنان که ملاحظه می گردد، بر اساس معادلات (۶۷) تفکیک خبر و نویز موجود در سیگنال دوره «جاری»، نیازمند مقادیر «آنی» شوک یادگیری است. در حقیقت، به لطف همین توانایی یادگیری خطاهاست که با گذر زمان، واکنش عاملان اقتصادی به خبر و نویز که در ابتدای امر یکسان بود، به تدریج و اگر شده و بدین ترتیب، امکان تمیز دو شوک ساختاری در افق های زمانی طولی تر برای تحلیل گر فراهم می شود.

فرایندی که در این قسمت تشریح شد، نسخه «غیراستاندارد» یا «دینامیک» رویکرد SVAR خوانده می‌شود. توجه داشته باشید که در نسخه کلاسیک رویکرد SVAR، شوک‌های ساختاری، در قالب ترکیب‌های خطی «استاتیک» از پسماندهای فرم خلاصه شده، برای تحلیل‌گر آشکار می‌شوند، به این معنا که مقادیر «جاری» این شوک‌ها از مقادیر «جاری» پسماندها به‌دست می‌آیند؛ اما در نسخه «غیراستاندارد» یا «دینامیک» رویکرد SVAR، شوک‌های ساختاری، در قالب ترکیب‌های خطی «دینامیک» از پسماندهای فرم خلاصه‌شده برای تحلیل‌گر آشکار می‌شوند، به این معنا که مقادیر «جاری» این شوک‌ها از مقادیر «آتی» پسماندها به‌دست می‌آیند. چنان‌که در (۶۷) ملاحظه می‌شود، مشکل شوک‌های ساختاری غیربنیادی، اگر به‌واسطه وجود نویز در دریافت شوک‌های خبری ایجاد شده باشد، تنها در چهارچوب نسخه «غیراستاندارد» یا «دینامیک» رویکرد SVAR قابل حل است (برای مشاهده نمونه مطالعاتی که از این روش برای حل مشکل شوک‌های غیربنیادی استفاده کرده‌اند (Chan, Eisenstat, & Koop, 2019; Redl, 2015; Forni, *et al.*, 2017a; Forni, *et al.*, 2017b; Levine, 2023).

نتیجه‌گیری

تحلیل‌های کلاسیک، SVAR تصریحاً یا تلویحاً، بر این فرض استوارند که شوک‌های ساختاری، به فضای برداری ایجاد شده توسط تعداد محدودی از متغیرهای قابل مشاهده تعلق داشته و با تحلیل داده‌های تاریخی این متغیرها قابل‌شناسایی‌اند. چنانچه این فرض نقض شود، اطلاعات حاصل از تحلیل‌های مذکور به‌قدری نخواهد بود که بتوان آن را مبنای سنجش اعتبار مدل‌های تئوریک و یا تحلیل‌های ساختاری دانست؛ این مشکل، به مشکل شوک‌های غیربنیادی معروف است. جوهر اصلی مشکل شوک‌های غیربنیادی، نقص اطلاعات است، بدین‌معنا که اگر پیشامد کند، مقادیر حال و گذشته متغیرهای مورد نظر تحلیل‌گر، برای شناسایی شوک‌های ساختاری مورد نظر او کافی نخواهد بود. دو وضعیت رایج در مسائل اقتصادی قابل‌تصور است که نتیجه آنها، نقص اطلاعات و بروز مشکل شوک‌های غیربنیادی است. یک وضعیت ناشی از وجود شوک‌هایی است که متغیرهای اقتصادی را با تأخیر تحت تأثیر قرار داده و به همین جهت به شوک‌های خبری معروف‌اند؛ وضعیت دیگر که پیچیدگی بیش‌تری دارد، وضعیتی است که در آن، شوک‌های خبری مذکور، آمیخته به نویز به عاملان اقتصادی می‌رسند. مشکل شوک‌های ساختاری غیربنیادی، چنانچه صرفاً ناشی از ماهیت خبری شوک‌های ساختاری باشد، در چهارچوب نسخه کلاسیک رویکرد SVAR، و تنها با استفاده از

FAVAR به جای VAR، قابل حل است؛ اما چنانچه ناشی از اختلال در دریافت شوک‌های خبری باشد، تنها در چهارچوب نسخه غیراستاندارد رویکرد SVAR، قابل حل خواهد بود.

تقدیر و تشکر

نویسنده از حمایت و همکاری معنوی سردبیر محترم و داوران ناشناس پژوهشنامه اقتصاد و برنامه‌ریزی کمال تشکر را دارد.

منابع

- Alessi, L., Barigozzi, M., & Capasso, M. (2008). A review of nonfundamentalness and identification in structural var models. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1162156>
- Amendola, A., Di Serio, M., Fragetta, M., & Melina, G. (2020). The euro-area government spending multiplier at the effective lower bound. *European Economic Review*, 127, 103480. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2020.103480>
- Beaudry, P., & Portier, F. (2006). Stock prices, news, and economic fluctuations. *American Economic Review*, 96(4), 1293–1307.
- Beaudry, P., & Portier, F. (2006). Stock prices, news, and economic fluctuations. *American Economic Review*, 96(4), 1293–1307. <https://doi.org/10.1257/aer.96.4.1293>
- Beaudry, P., & Portier, F. (2014). News-driven business cycles: Insights and challenges. *Journal of Economic Literature*, 52(4), 993–1074. <https://doi.org/10.1257/jel.52.4.993>
- Beaudry, P., Fève, P., Guay, A., & Portier, F. (2015). When is nonfundamentalness in vars a real problem? An application to news shocks (Technical Report). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w21466>
- Ben Zeev, Nadav, and Evi Pappa. (2017). Chronicle of a War Foretold: The Macroeconomic Effects of Anticipated Defence Spending Shocks. *The Economic Journal* 127(603): 1568–1597. <http://doi:10.1111/econj.12349>
- Bhattarai, K. and Mallick, S. K., et al (2015). Macroeconomic policy coordination in the global economy: Var and bvar-dsge analyses. Technical report.
- Blanchard, O. J and Quah, D. (1988). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. <https://doi.org/10.3386/w2737>
- Caldara, D.; Harrison, R., and Lipińska, A. (2014). Practical tools for policy analysis in dsge models with missing shocks. *Journal of Applied Econometrics*, 29(7):1145–1163. <https://doi.org/10.1002/jae.2409>
- Chan, J., Eisenstat, E., & Koop, G. (2019). Quantifying the effects of noise shocks: A structural VARMA approach (Working Paper). <http://joshuachan.org/papers/QuantifyingNoiseShocks.pdf>
- Cochrane, J. (1994). Shocks. Carnegie & Rochester Conference Series on Public Policy. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(94\)00024-7](https://doi.org/10.1016/0167-2231(94)00024-7)
- Dominguez, K. M. E., & Panthaki, F. (2006). What defines 'news' in foreign exchange markets? *Journal of International Money and Finance*, 25(1), 168–198.

- <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.10.009>
- Ellahie, A., & Ricco, G. (2017). Government purchases reloaded: Informational insufficiency and heterogeneity in fiscal vars. *Journal of Monetary Economics*, 90, 13-27. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2017.06.002>
- Fernández-Villaverde, J. (2010). The econometrics of dsge models. *SERIEs*, 1(1-2):3-49. <https://doi.org/10.1007/s13209-009-0014-7>
- Fève, P., & Jidoud, A. (2012). Identifying news shocks from SVARs. *Journal of Macroeconomics*, 34(4), 919-932. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2012.07.002>
- Fève, P., & Jidoud, A. (2014). News shocks, information flows and SVARs. *Annals of Economics and Statistics*, (113/114), 293-307. <https://doi.org/10.15609/annaeconstat2009.113-114.293>
- Fischer, S. (1977). Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy*, 85(1), 191-205. <https://doi.org/10.1086/260551>
- Forni, M., Gambetti, L., & Sala, L. (2014). No news in business cycles. *The Economic Journal*, 124(581), 1168-1191. <https://doi.org/10.1111/econj.12111>
- Forni, M., Gambetti, L., & Sala, L. (2018). Fundamentalness, Granger causality and aggregation (Working Paper).
- Forni, M., Gambetti, L., & Sala, L. (2019). Structural VARs and noninvertible macroeconomic models. *Journal of Applied Econometrics*, 34(2), 221-246. <https://doi.org/10.1002/jae.2665>
- Forni, M., Gambetti, L., Lippi, M., & Sala, L. (2017a). Noise bubbles. *The Economic Journal*, 127(604), 1940-1976. <https://doi.org/10.1111/econj.12386>
- Forni, M., Gambetti, L., Lippi, M., & Sala, L. (2017b). Noisy news in business cycles. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9(4), 122-152. <https://doi.org/10.1257/mac.20150359>
- Fragetta, Matteo, and Emanuel Gasteiger (2014). Fiscal Foresight, Limited Information and the Effects of Government Spending Shocks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 76(5): 667–692. <http://doi:10.1111/obes.12036>
- Giacomini, R. (2013). The relationship between dsge and VAR models in macroeconomics-new developments and applications: Essays in honor of Christopher A. Sims, 32:1-25. <https://doi.org/10.1920/wp.cem.2013.2113>
- Giannone, D., Reichlin, L., & Sala, L. (2006). VARs, common factors and the empirical validation of equilibrium business cycle models. *Journal of Econometrics*, 132(1), 257-279. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.01.030>
- Hansen, L. P., & Hodrick, R. J. (1980). Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: An econometric analysis. *Journal of Political Economy*, 88(5), 829-853. <https://doi.org/10.1086/260910>
- Hansen, P. L. and Sargent, T. J. (1980). Formulating and estimating dynamic linear rational expectations models. *Journal of Economic Dynamics and control*, 2:7-46. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(80\)90049-4](https://doi.org/10.1016/0165-1889(80)90049-4)
- Hansen, P. L. and Sargent, T. J. (2019). Two difficulties in interpreting vector autoregressions. In *Rational expectations econometrics*, pages 77-119. CRC Press. <https://doi.org/10.1201/9780429303760>
- Kang, J., & Kim, S. (2016). Future news, forecast errors and nonfundamentalness of VAR

- analysis for fiscal policy (Mimeo).
- Kilian, L., & Lütkepohl, H. (2017). Structural vector autoregressive analysis. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781108164>
- Kilian, L., & Murphy, D. P. (2014). The role of inventories and speculative trading in the global market for crude oil. *Journal of Applied Econometrics*, 29(3), 454–478.
- Kolasa, M.; Rubaszek, M., and Skrzypczyński, P. (2012). Putting the new keynesian dsge model to the real-time forecasting test. *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(7):1301–1324.
- Leeper, E. M., Walker, T. B., & Yang, S. C. S. (2013). Fiscal foresight and information flows. *Econometrica*, 81(3), 1115–1145.
- Levine, P., Pearlman, J., Wright, S., & Yang, B. (2023). Imperfect information and hidden dynamics.
- Lippi, M. and Reichlin, L. (1993). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances: Comment. *The American Economic Review*, 83(3):644–652.
- Mai Le ,Vo Ph.; Meenagh, D.; Minford, P., and Wickens, M. (2011). How much nominal rigidity is there in the us economy? testing a new keynesian dsge model using indirect inference. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(12):2078–2104.
- Redl, C. (2015). Noisy news and exchange rates: A SVAR approach. *Journal of International Money and Finance*, 58, 150–171.
- Ricco, Giovanni & Ellahie, Atif. 2012. “Financial shocks, credit spreads, and the international credit channel.”
- Roulleau-Pasdeloup, Jordan, and Catherine Doz. (2011). The dynamic effects of fiscal policy: a FAVAR approach.
- Sims, Ch. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, pages 1–48.
- Thomas, A., & Moussa, Z. (2021). Identifying oil supply news shocks and their effects on the global oil market.
- Vonbun, C., & Lima, E. C. R. (2021). Are fiscal VAR’s nonfundamentality easily reversible through the addition of informative variables? (Technical Report/Discussion Paper).

پیوست الف

چندجمله‌ای

$$\phi(L) = 1 - \phi L,$$

را در نظر بگیرید که در آن، L نشان‌دهنده عملگر وقفه است.

ابتدا فرض کنید که ریشه $\phi(L)$ در درون دایره واحد است، یعنی $|\phi| < 1$ ؛ در این صورت، معکوس

$\phi(L)$ معادل

$$(\phi(L))^{-1} = \frac{1}{1 - \phi L} = \sum_{k=0}^{\infty} \phi^k L^k$$

خواهد بود که تنها شامل توان‌های غیرمنفی عملگر وقفه است.

حال فرض کنید که ریشه $\phi(L)$ خارج از دایره واحد است، یعنی $|\phi| > 1$ ؛ در این صورت، معکوس

$\phi(L)$ معادل

$$(\phi(L))^{-1} = \frac{1}{1 - \phi L} = \frac{-\phi^{-1}L^{-1}}{1 - \phi^{-1}L^{-1}} = -\sum_{k=0}^{\infty} \phi^{-k} L^{-k}$$

خواهد بود که شامل توان‌های منفی عملگر وقفه، یعنی عملگر پیش‌ران نیز هست.

نحوه ارجاع به مقاله:

خیابانی، ناصر و صحافی، شلاله (۱۴۰۴). مروری بر مشکل تکانه‌های غیربنیادی در تحلیل‌های SVAR. پژوهشنامه اقتصاد و برنامه‌ریزی، ۳۰(۴)، ۳-۴۲.

Khiabani, N.&Sahafi,Sh (2025). A Review of the Non-Fundamental Shocks Problem in SVAR Analysis . *Economic and Planning Research*, 30(4). 3-42.

DOI: <https://doi.org/10.52547/eprj.30.3.3>

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://Creativecommons.org/licenses/by/4.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

