

## بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان بر رفتار نرخ ارز؛ یک شبیه‌سازی

عباس شاکری\*، جاوید بهرامی\*\* و حمیدرضا درخشان\*\*\*

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۸/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۱/۲۶

### چکیده

این تحقیق به دنبال معرفی رویکرد مبتنی بر ریزساختار بازار ارز به عنوان نسل چهارم نظریات تبیین رفتار نرخ ارز و کاربرد آن در قالب یک شبیه‌سازی برای به دست آوردن تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان بر نوسانات نرخ ارز است. رویکرد مبتنی بر ریزساختار ارز به منظور در نظر گرفتن ساختار غیرمتمرکز و چندلایه بازار ارز، پیچیدگی‌های اطلاعاتی در این بازار و نقش مکانیسم‌های معاملاتی در تعیین نرخ ارز مطرح شده است. پس از معرفی این رویکرد، مدل‌سازی پایه برای شبیه‌سازی انجام شده و در قالب این شبیه‌سازی، تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان بر نوسان نرخ ارز مورد ارزیابی قرار گرفته است که برای این منظور از دو متغیر «تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان» و «خطا در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان» بهره گرفته شده است. نتایج شبیه‌سازی در این تحقیق نشان می‌دهد افزایش تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان به دلیل تشدید نااطمینانی برای فعالان اقتصادی باعث افزایش نوسان متغیر نرخ ارز می‌شود. علاوه بر این، افزایش تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان باعث به تاخیر افتادن عکس‌العمل بازار ارز به تغییر متغیرهای بنیادین ارز می‌شود. با وجود آنکه در این تحقیق، افزایش خطا در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان به شکل غیرخطی باعث تغییر نوسان نرخ ارز می‌شود، اما میزان تاثیرگذاری این متغیر در تحقیق حاضر کمتر از متغیر تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان بوده است. با توجه به نتایج این تحقیق، توصیه می‌شود به منظور کاهش در نوسان متغیر نرخ ارز بر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان در کشور افزوده و به ویژه از دوره تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان کاسته شود.

طبقه‌بندی JEL: C63, D82, F31

کلیدواژه‌ها: نرخ ارز، ریزساختار بازار، اطلاعات عمومی، اطلاعات خصوصی، شبیه‌سازی.

\* استاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران، پست الکترونیکی:

shakeri.abbas@gmail.com

\*\* دانشیار، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران، پست الکترونیکی:

javid\_bahrami@yahoo.com

\*\*\* دانشجوی دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران - نویسنده مسئول، پست الکترونیکی:

hamidreza.derakhshan@outlook.com

۱- مقدمه

در تمام کشورهای جهان، متغیر نرخ ارز به عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصاد کلان شناخته می‌شود؛ چرا که در دنیای کنونی و با توجه به تحولات موجود در حوزه جهانی شدن، دولت‌ها، شرکت‌ها و افراد مختلف، دارای تبادلات گسترده اقتصادی در سطح بین‌الملل هستند و همین موضوع، باعث تاثیرپذیری آن‌ها از نوسانات نرخ ارز می‌شود. با توجه به تاثیرگذاری بالای متغیر نرخ ارز، سوال مهمی که در ذهن بسیاری از افراد و به خصوص اقتصاددانان شکل می‌گیرد، آن است که تغییرات مشاهده شده در نرخ ارز تابع چه متغیرهایی است و چرا نوسانات قابل توجهی در نرخ‌های ارز در تمام بازارهای جهانی مشاهده می‌شود. نظریه پردازان متعدد در حوزه اقتصاد بین‌الملل تلاش کرده‌اند تا عوامل موثر در تعیین نرخ ارز را شناسایی کنند.

با وجود موفقیت‌های نسبی مدل‌های مختلف اقتصادی در تبیین تاثیر متغیرهای اقتصاد کلان کشورها بر نرخ ارز در دوره‌های زمانی مختلف -همان‌طور که در ادامه این متن اشاره خواهد شد- موضوعی که در زمینه تعیین نرخ ارز کمتر به آن پرداخته شده مربوط به تاثیر اطلاعات خصوصی و عمومی بر روند شکل‌گیری نرخ‌های ارز با در نظر گرفتن ساختار غیرمتمرکز و چندلایه معاملات در بازار ارز است. در پاسخ به چنین موضوعاتی، «رویکرد مبتنی بر ریز ساختار بازار ارز»<sup>۱</sup> در طول دو دهه گذشته در سطح جهانی توسعه یافته است و می‌توان آن را به عنوان جدیدترین رویکرد در نظریات تعیین نرخ ارز به حساب آورد. با توجه به ساختار عرضه، تقاضا و نظام خرید و فروش ارز در ایران، ممکن است این ادعا مطرح شود که رویکرد نظری مزبور دارای کاربرد عملی در کشور نیست، اما باید توجه داشت که به منظور همگامی با مطالعات علمی بین‌الملل و با توجه به تحولات ارزی به وقوع پیوسته در داخل و خارج از کشور (از جمله تشکیل بازار ثانویه ارز به منظور معامله درآمدهای ارزی ناشی از صادرات غیرنفتی و نیز افزایش پیچیدگی‌ها در معاملات ارزی کشور پس از خروج آمریکا از برجام) در کنار روند گسترش بازارهای مالی در کشور و ایجاد ابزارهای مالی نوین در عرصه‌های مختلف، آشنایی با این رویکرد ضروری است.

در این تحقیق، تلاش می‌شود ضمن معرفی رویکرد مبتنی بر ریز ساختار بازار ارز، کاربرد این رویکرد در قالب مدل تغییر در سبد دارایی<sup>۲</sup> (به عنوان یکی از مدل‌های مطرح در این رویکرد)

---

1- Microstructure Approach to Currency Market

2- Portfolio Shift Model (PSM)

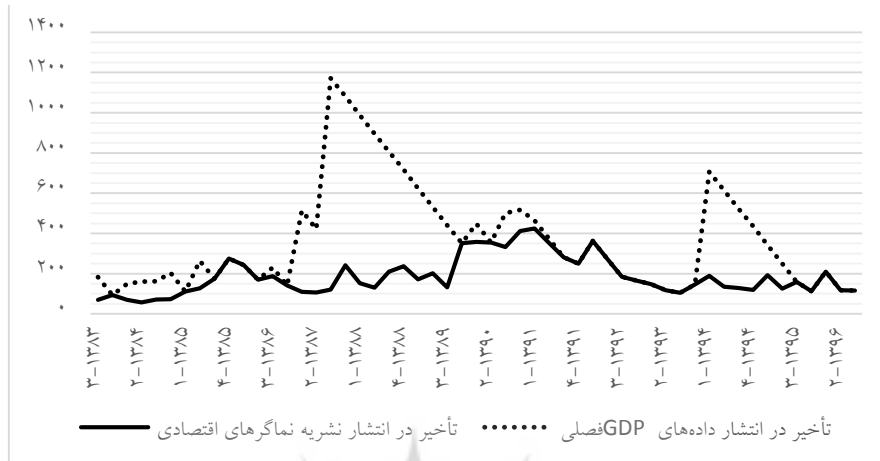
### بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۳

مورد استفاده قرار گیرد. سوالی که قرار است در این تحقیق به آن پاسخ داده شود، آن است که آیا کیفیت و شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان کشورها، دارای تاثیر قابل توجه بر تغییرات متغیر نرخ ارز است یا خیر. به بیان دیگر، این سوال مطرح است که اگر انتشار اطلاعات اقتصاد کلان کشورها با تاخیر یا خطا در اندازه گیری همراه باشد، آیا این موضوع تاثیری در تبیین نوسانات نرخ ارز دارد یا خیر.

دلیل پرداختن به این موضوع در آن است که بر اساس شواهد موجود، اولاً انتشار اطلاعات اقتصاد کلان در کشور ایران در مقایسه با کشورهای پیشرفته جهان با تاخیر بیشتری همراه است و در ثانی، نهادهای اقتصادی کشور در برخی برهه های زمانی اقدام به افزایش میزان تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان کشور کرده اند. البته علاوه بر موضوع تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ایران، موضوع دیگری که می توان به آن توجه کرد، میزان خطا در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان و تفاوت میان اطلاعات انتشار یافته و مقادیر تحقق یافته متغیرهای اقتصادی است. برای این منظور، با بررسی اطلاعات منتشره می توان مشاهده کرد که در اطلاعات نشریه «نماگرهای اقتصادی» که توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران منتشر می شود، تاریخچه زمان انتشار اطلاعات نیز ذکر و به عنوان مثال، بیان شده است که نشریه مربوط به هر فصل در چه تاریخی منتشر شده است و از آن مهم تر، اینکه اطلاعات مربوط به متغیرهای اقتصادی (مثلاً نرخ رشد) در چه تاریخی اعلام شده است. به بیان دیگر، امکان آن وجود دارد که نشریه «نماگرهای اقتصادی» مربوط به سه ماهه چهارم سال ۱۳۹۴ با ۴ ماه تاخیر منتشر شده باشد، اما اطلاعات نرخ رشد اقتصادی در این دوره در نشریه یاد شده اعلام نشده باشد. برای آنکه موضوع تاخیر یاد شده برای خواننده آشکارتر شود، ابتدا در نمودار (۱)، تاخیر در انتشار نشریه «نماگرهای اقتصادی» و نیز تاخیر در اعلام نرخ رشد فصلی برحسب تعداد روز نشان داده شده است و پس از آن، در قالب جدول (۱) به عنوان نمونه، اطلاعات مربوط به تاخیر در انتشار اطلاعات نرخ رشد اقتصادی فصلی در برخی کشورهای پیشرفته جهان در آگوست ۲۰۱۸ نشان داده شده است و علاوه بر آن، تاخیر در انتشار تعداد دیگری از متغیرهای اقتصادی نیز آمده است.

۴ فصلنامه علمی پژوهشنامه اقتصادی، سال بیستم، شماره ۷۶، بهار ۱۳۹۹

نمودار (۱): میزان تاخیر در انتشار نشریه نماگرهای اقتصادی و اعلام نرخ رشد اقتصادی فصلی (بر حسب روز)



ماخذ: سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (cbi.ir)

جدول (۱): میزان تاخیر در انتشار برخی اطلاعات اقتصادی تعدادی از کشورهای پیشرفته دنیا (اگوست ۲۰۱۸ - بر حسب روز)

نام کشور							مؤشر اقتصادی
فرانسه	ایتالیا	استرالیا	ژاپن	انگلستان	آمریکا	آلمان	
۶۰	۶۳	۶۸	۵۳	۵۵	۶۱	۴۶	نرخ رشد (فصلی)
۴۸	۳۱	۱۷	۵۳	۴۷	۱	۰	نرخ بیکاری (ماهانه)
۳۱	۰	۲۶	-۶	۱۵	۱۱	۰	نرخ تورم (ماهانه)
۳۸	۴۱	۳۸	۵۳	۳۹	۳۷	۱۱	تراز پرداخت‌ها (ماهانه)

ماخذ: سایت بانک مرکزی و نهادهای آماری کشورهای موجود در جدول

با مقایسه نمودار (۱) با جدول (۱)، می‌توان استنباط کرد که در حالت کلی، وقفه موجود در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ایران بسیار بیشتر از کشورهای پیشرفته جهان است. علاوه بر این، بررسی دقیق نمودار (۱) نشان می‌دهد در برخی برهه‌های زمانی شاهد آن بوده‌ایم که با وجود انتشار نشریه‌های حاوی اطلاعات اقتصاد کلان (در اینجا نشریه نماگرهای اقتصادی)، اطلاعات مربوط به متغیرهای اقتصاد کلان در آن نیامده است که به عنوان نقاط حادی این موضوع می‌توان به تاخیر ۳۹ ماهه در انتشار نرخ رشد اقتصادی سه‌ماهه سوم سال ۱۳۸۷ و تاخیر بیش از ۲۳ ماه در

## بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۵

اعلام نرخ رشد اقتصادی سه ماهه اول سال ۱۳۹۴ اشاره کرد. حال سوالی که مطرح می شود آن است که آیا تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان کشور تاثیری بر نحوه رفتار نرخ ارز دارد یا خیر. از آنجایی که چارچوب تحلیلی مورد استفاده در این تحقیق قابلیت آن را دارد که تاثیر نوع دیگری از شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان (به شکل میزان خطا در اعلام اطلاعات اقتصاد کلان) را بر رفتار نرخ ارز نیز نشان بدهد در ادامه در پی پاسخگویی به این سوال کلی تر خواهیم بود که تاثیر کیفیت و شفافیت اطلاعات اقتصاد کلان بر رفتار نرخ ارز به چه صورت خواهد بود.

### ۲- مروری بر ادبیات و مبانی نظری

برای آنکه بتوانیم تاثیر کیفیت و شفافیت اطلاعات اقتصاد کلان کشورها بر رفتار نرخ ارز را بررسی کنیم، لازم است از یک چارچوب تحلیلی مناسب برای این منظور استفاده شود. با توجه به بررسی های انجام شده توسط نویسندگان تحقیق حاضر، «مدل تغییر در سبد دارایی» که در دو دهه گذشته و براساس رویکرد مبتنی بر ریزساختار<sup>۱</sup> بازار ارز توسعه یافته است، می تواند در تامین هدف این تحقیق کمک موثری داشته باشد و همان طور که در ادامه نشان داده شده، می توان موضوع کیفیت و شفافیت اطلاعات اقتصاد کلان کشورها را در قالب دو بحث تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان و میزان خطا در اطلاعات اعلامی مورد بررسی قرار داد. خوشبختانه، مدل تغییر در سبد دارایی ها قابلیت آن را دارد که هر دو مساله بالا را در تحلیل نحوه تعیین نرخ ارز وارد کند و از آنجایی که این مدل بر پایه مبانی خرد، ریزساختار بازار ارز و اصول بهینه یابی و حداکثرسازی مطلوبیت برای فعالان بازار ارز تهیه شده است، قابلیت اتکای بالایی دارد. در ادامه این بخش، رویکرد مبتنی بر ریزساختار بازار ارز و تفاوت های مهم آن با سایر رویکردهای تبیین رفتار نرخ ارز توضیح داده می شود تا با داشتن شناخت مناسب از این رویکرد، بتوانیم در بخش های آینده، مدل سازی مناسب برای پاسخ به سوالات مطرح شده در این تحقیق را انجام دهیم.

## ۲-۱- مروری بر رویکرد مبتنی بر ریزساختار بازار ارز

در این تحقیق از مدل تغییر در سبد دارایی که توسط اوآنز و لیونز<sup>۱</sup> (۲۰۰۲) توسعه یافته است برای تبیین چگونگی تعیین نرخ ارز استفاده می‌شود. با توجه به آنکه آشنایی با مدل تغییر در سبد دارایی، نیازمند داشتن شناخت حداقلی از رویکرد مبتنی بر ریزساختار بازار ارز است در ادامه این رویکرد به شکل مختصر معرفی می‌شود.

برای ورود به بحث، در ابتدا باید گفت که به طور کلی در طول دهه‌های گذشته، نسل از مدل‌های تعیین نرخ ارز مطرح شده است که هر کدام از آن‌ها سعی در تبیین بهتر نوسانات نرخ ارز و کمک به سیاست‌گذاری بهتر در این حوزه داشته‌اند. به عنوان نسل اول نظریات نرخ ارز تا قبل از دهه ۱۹۷۰ میلادی، رویکرد مسلط در تبیین چگونگی تعیین نرخ ارز، رویکرد بازار کالاها بود. براساس این رویکرد، عرضه و تقاضای ارز به طور عمده ناشی از تقاضا و عرضه کالاها است. مدل ماندل-فلمینگ در شرایط نرخ ارز ثابت، مدل برابری قدرت خرید و مدل پولی در شرایط قیمت‌های انعطاف‌پذیر و مدل دورنبوش در شرایط قیمت‌های چسبنده را می‌توان در این طبقه از مدل‌های تعیین نرخ ارز جای داد.

در طول دهه ۱۹۷۰ تا اوایل دهه ۱۹۹۰ میلادی، نسل دوم نظریات نرخ ارز مطرح شد. این رویکرد جدید مبتنی بر معاملات بازار دارایی بود و به این دلیل مطرح شد که با گسترش معاملات مالی میان کشورها، خرید و فروش دارایی‌ها در سطح بین‌المللی نرخ ارز تاثیر می‌گذاشتند. در این رویکرد بود که مفهوم «کارایی اطلاعاتی» بازارهای ارز مطرح شد. مدل تعادل پرتفولیو<sup>۲</sup>، مدل جایگزینی ارزی<sup>۳</sup>، مدل ریداکس<sup>۴</sup>، مدل انتشار اخبار<sup>۵</sup> و مدل جبران ریسک<sup>۶</sup> جزو مهم‌ترین مدل‌ها در رویکرد مبتنی بر بازار دارایی‌ها در تبیین رفتار نرخ ارز هستند. نسل سوم نظریات تبیین نرخ ارز که دارای تمرکز متفاوت از نظریات نسل قبل بودند در دهه‌های ۱۹۹۰ و ۲۰۰۰ میلادی مطرح و روی مساله نرخ‌های ارز ثابت متمرکز شدند.

- 
- 1- Evans and Lyons
  - 2- Portfolio Balance Model
  - 3- Currency Substitution Model
  - 4- Redux Model
  - 5- News Model
  - 6- Risk Premium Model

## بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۷

نظریه‌های مربوط به ناحیه هدف نرخ ارز<sup>۱</sup>، حملات سفته‌بازی<sup>۲</sup> و اتحادیه‌های پولی<sup>۳</sup> از جمله ناحیه یورو را باید جزو این نسل از نظریه‌های نرخ ارز دانست که در پاسخ به شرایط دهه ۱۹۹۰ و ۲۰۰۰ میلادی (از جمله بحران شرق آسیا و تشکیل پول مشترک اروپایی (یورو)) مطرح شدند.

رویکرد مبتنی بر ریزساختار بازار ارز را می‌توان نسل چهارم نظریات تبیین نرخ ارز دانست. در حالی که نسل‌های قبل از نظریه‌های نرخ ارز به دنبال پاسخ به این سوال بودند که چه متغیرهایی روی تعیین نرخ ارز اثر دارند، نظریه‌های مبتنی بر ریزساختار بازار ارز به دنبال پاسخ به این سوال هستند که نرخ ارز چگونه در هر لحظه تعیین می‌شود و این متغیر چگونه از یک تعادل (احتمالاً موقت) به یک تعادل دیگر حرکت می‌کند.

برای آنکه بتوانیم رویکرد مبتنی بر ریزساختار بازار ارز را به خوبی درک کنیم، لازم است در ابتدا شناختی کلی از رویکرد مبتنی بر ریزساختار بازارهای مالی داشته باشیم. تعریف ارائه‌شده توسط اوهارا<sup>۴</sup> (۱۹۹۵) در مورد عبارت «ریزساختار بازار»<sup>۵</sup> به این صورت است: «ریزساختار بازار همان مطالعه فرآیندها و نتایج مربوط به مبادله دارایی‌ها تحت قواعد صریح معاملاتی است. در حالی که بخش عمده تحلیل‌های اقتصادی، پویایی‌های موجود در فرآیند معامله دارایی‌ها را در نظر نمی‌گیرند، ادبیات مبتنی بر تحلیل ریزساختار بازار به بررسی این موضوع می‌پردازد که چگونه فرآیندها و قواعد معاملاتی مشخص می‌توانند بر فرآیند شکل‌گیری قیمت (در بازار) اثر بگذارند» (اوهارا، ۱۹۹۵: ۱). بر مبنای این تعریف، می‌توان گفت که تحقیقات مبتنی بر ریزساختار بازار به دنبال شناسایی ساختار معاملات در یک بازار به‌خصوص و تلاش برای نشان دادن چگونگی تاثیر ساختار شناسایی‌شده روی فرآیند شکل‌گیری قیمت، نرخ‌های بازدهی و در نتیجه، روی کارایی اطلاعاتی آن بازار است. برخلاف رویکرد استاندارد در ادبیات اقتصادی که تنها به بررسی قیمت‌های تسویه‌کننده بازار یا همان قیمت‌های تعادلی می‌پردازد در رویکرد مبتنی بر ریزساختار بازار، روند شکل‌گیری قیمت‌های غیرتعادلی و چگونگی تغییر این قیمت‌ها نیز مورد مطالعه و بررسی قرار می‌گیرد.

---

1- Exchange Rate Target Zone

2- Speculative Attack

3- Monetary Unions

4- O'Hara

5- Market Microstructure

برای درک رویکرد مبتنی بر ریزساختار بازار ارز که با توجه به تعریف اوهارا (۱۹۹۵) در مورد «ریزساختار بازار»، تحقیقات مبتنی بر ریزساختار بازار به دنبال شناسایی ساختار معاملات در یک بازار و تلاش برای نشان دادن چگونگی تاثیر آن ساختار بر فرآیند شکل‌گیری قیمت، نرخ‌های بازدهی و کارایی اطلاعاتی آن بازار هستند. برخلاف رویکرد استاندارد در ادبیات اقتصادی که تنها به بررسی قیمت‌های تسویه‌کننده بازار می‌پردازد در رویکرد مبتنی بر ریزساختار بازار، روند شکل‌گیری قیمت‌های غیرتبادل و چگونگی تغییر این قیمت‌ها نیز مورد مطالعه قرار می‌گیرد. حال اگر تعریف اوهارا در مورد رویکرد مبتنی بر ریزساختار بازار را در مورد بازار ارز مورد استفاده قرار دهیم، آنچه باعث تمایز میان نظریه‌های نرخ ارز مبتنی بر ریزساختار بازار با سایر نظریه‌ها می‌شود، آن است که تحلیل مبتنی بر ریزساختار بازار ارز، سه فرض اساسی در نظریه‌های قدیمی تر نرخ ارز را به شرح زیر کنار می‌گذارد:

- در تحلیل‌های مبتنی بر ریزساختار بازار ارز، برخی از اطلاعات موثر بر متغیر نرخ ارز به شکل اطلاعات همگانی در دسترس تمام افراد قرار ندارد.

- مدل‌های مبتنی بر ریزساختار بازار ارز این موضوع را می‌پذیرند که فعالان در این بازار ممکن است در برخی زمینه‌ها متفاوت از یکدیگر باشند به گونه‌ای که این تفاوت‌ها روند شکل‌گیری قیمت‌ها در بازار ارز را تحت تاثیر قرار دهد.

- تحلیل‌های مبتنی بر ریزساختار بازار ارز بر این موضوع تاکید دارند که علاوه بر ناهمگونی و تفاوت میان فعالان اقتصادی، تفاوت در فرآیندها و قواعد معاملاتی نیز می‌تواند بر قیمت‌های بازار تاثیر بگذارد.

## ۲-۱-۱- مروری بر ساختار، فرآیندها و قواعد معاملاتی در بازار ارز

براساس ادبیات ریزساختار بازار ارز، بازیگران اصلی این بازار به سه گروه قابل تقسیم است که این گروه‌ها به شرح زیر هستند:

- مشتریان (یا سرمایه‌گذاران) به عنوان مشا اولیه عرضه یا تقاضای ارز؛ صادرکنندگان، واردکنندگان، سرمایه‌گذاران در دارایی‌های خارجی، توریست‌ها و... در این طبقه جای دارند. تفاوت رویکرد مبتنی بر ریزساختار بازار ارز با مدل‌های قدیمی تر در آن است که مطابق با شرایط واقعی، این دسته از فعالان بازار ارز نمی‌توانند به شکل مستقیم اقدام به معامله ارز بین خود کنند.



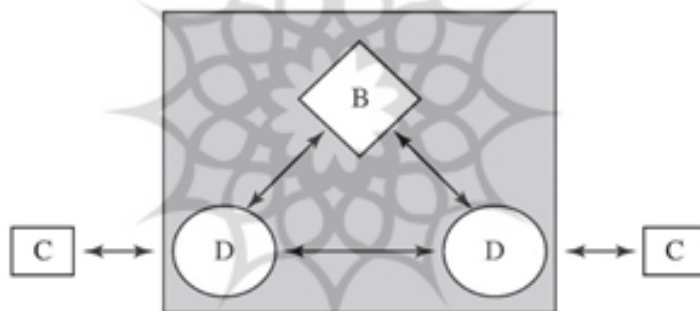
### بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۹

- واسطه‌ها به عنوان آن دسته از فعالان اقتصادی که کار آنها خرید و فروش ارز است؛ واسطه‌ها اقدام به انجام دو نوع از معاملات می‌کنند: اول آنکه آنها اقدام به خرید یا فروش ارز از مشتریان (سرمایه‌گذاران) می‌کنند و دوم آنکه آنها اقدام به معامله ارز با دیگر واسطه‌ها می‌کنند.

- دلالت آن دسته از فعالان بازار ارز که تخصص و نقش آنها به هم رساندن فروشنده‌گان و خریداران برای هر جفت ارزی است و یک دلال تنها وارد فعالیت وصل کردن خریداران و فروشنده‌گان ارز می‌شود.

با توجه به موارد فوق، می‌توان ساختار کلی بازار ارز را در تصویر (۱) نشان داد. در این تصویر، C نشان‌دهنده مشتریان در بازار ارز، D نشان‌دهنده واسطه‌ها و B نمایانگر دلال این بازار است.

تصویر (۱): نمای کلی از ساختار معاملات در بازار ارز



۲-۱-۲- چگونگی تعیین نرخ ارز در رویکرد مبتنی بر ریزساختار بازار ارز<sup>۱</sup>  
یک واسطه برای آنکه بتواند فعالیت خرید و فروش روزانه ارز خود را انجام دهد، لازم است مقدار مناسبی از دو ارزی که آنها را معامله می‌کند (مثلاً این ژاپن در مقابل دلار آمریکا) در اختیار داشته باشد. فرض کنید واسطه در طول یک روز مشاهده می‌کند که حجم سفارش‌های خریدین در مقایسه با فروش این ارز در مقابل دلار آمریکا، بیشتر از

۱- برای آشنایی با مبانی نظری و مدل‌های ریاضی تعیین نرخ ارز بر اساس رویکرد ریزساختار بازار ارز به فصل ۶ از Evans (2011) رجوع شود.

سطح پیش‌بینی شده است. در نتیجه این شرایط، سطح ذخایرین این واسطه رو به کاهش گذاشته و سطح ذخایر دلار وی افزایش پیدا می‌کند. ممکن است این تصور شود که در وضعیت فوق، اقدام بهینه از سوی واسطه، افزایش قیمت فروشین در مقابل دلار است. این موضوع تنها در صورتی صادق است که اطلاعات عمومی در مورد بهبود متغیرهای بنیادین ژاپن در مقایسه با آمریکا منتشر شده باشد. بنابراین، تا جایی که واسطه بتواند استنباط کند که افزایش سفارش خرید، نشان‌دهنده انتشار اطلاعات عمومی است، او تصمیم به افزایش قیمت‌های خرید و فروش خود خواهد کرد. همچنین اگر هیچ اطلاعات عمومی منتشر نشده باشد، وی نمی‌تواند پس از مشاهده افزایش سفارش خرید در معاملات خود، اقدام به افزایش نرخ‌های خرید و فروش در مقایسه با سایر واسطه‌ها کند، چرا که اگر بقیه واسطه‌ها نرخ‌های ارز خود را تغییر ندهند، واسطه موردنظر با ریسک زیان ناشی از آربیتراژ مواجه می‌شود. در این شرایط، تنها گزینه واسطه موردنظر آن است که دارایی‌های دلاری خود را به یک واسطه دیگر بفروشد و در مقابل از اوین خریداری کند. در این شرایط، واسطه دوم نیز با افزایش تقاضایین در مقابل دلار مواجه شده و در نهایت عکس‌العملی مشابه واسطه اول از خود نشان خواهد داد و این رویه ادامه خواهد داشت. نتیجه این موضوع آن خواهد بود که افزایش تقاضایین در مقابل دلار که واسطه اول آن را مشاهده کرد از یک واسطه به واسطه دیگر مانند یک قطعه سیب‌زمینی داغ جابه‌جا شده و یک حجم بالای معاملات بین واسطه‌ها به وجود خواهد آمد و در این شرایط است که با مشاهده تغییر شرایط عرضه و تقاضا در بازار ارز، واسطه‌ها اقدام به تغییر قیمت‌های خود می‌کنند. بر این اساس، نقطه قوت نظریه نرخ ارز مبتنی بر ریز ساختار بازار در آن است که هر متغیری که روی نرخ ارز تاثیرگذار باشد (چه تغییر در پیش‌بینی متغیرهای بنیادین نرخ ارز، چه بیانیه‌ها و سیاست‌های ارزی بانک‌های مرکزی، چه اطلاعات خصوصی افراد در مورد متغیرهای مؤثر بر نرخ ارز و چه...) در نهایت این متغیر باید خود را به شکل معاملات در بازار ارز نشان دهد.

### ۳- مروری بر مطالعات انجام شده

#### ۳-۱- مطالعات داخلی

با توجه به بررسی‌های انجام شده توسط نگارندگان در مطالعات داخلی، موضوع تاثیر کیفیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان بر رفتار نرخ ارز به طور مستقیم مورد مطالعه قرار نگرفته است. با این وجود، اگر نرخ ارز را به عنوان قیمت یک دارایی (یعنی قیمت ارز به عنوان یک دارایی خارجی) در نظر بگیریم، می‌توانیم در مطالعات داخلی و در دو دسته جداگانه، بررسی‌های انجام شده در زمینه موضوع تاثیر انتشار اطلاعات بر متغیرهای اقتصادی و قیمت دارایی‌ها را از یک سو و عوامل موثر بر تعیین نرخ ارز را از سوی دیگر مورد موشکافی قرار دهیم.

#### ۳-۱-۱- تاثیر انتشار اطلاعات بر متغیرهای اقتصادی و قیمت دارایی‌ها

حسینی و بشیر حسینی (۱۳۸۹) در مطالعه خود به بررسی رابطه بین سطح افشای اطلاعات حسابداری و نوسانات قیمت سهام در ۷۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ پرداخته‌اند. براساس این مطالعه، بین سطح افشای اطلاعات و نوسانات قیمت سهام در شرکت‌های مورد بررسی رابطه معنی‌داری وجود دارد. با این وجود در مطالعه یادشده در مورد ماهیت این رابطه و این موضوع که نوع رابطه بین دو متغیر به شکل مثبت یا منفی است، سخن خاصی به میان نیامده است.

فروغی، امیری و میرزایی (۱۳۹۰) در مطالعه خود به بررسی رابطه بین عدم شفافیت اطلاعات مالی و ریسک سقوط قیمت سهام در آینده پرداخته‌اند. از نظر آن‌ها، مدیران شرکت‌ها انگیزه دارند که برای حفظ منافع خود از انتشار اخبار منفی خودداری کنند و این اخبار در داخل شرکت انباشت می‌شود. در نهایت، هنگامی که توده اخبار منفی انباشته به نقطه اوج خود رسید به یکباره وارد بازار شده و باعث سقوط قیمت سهام می‌شود. وجود این رابطه باعث می‌شود که عدم شفافیت اطلاعات مالی باعث افزایش ریسک سقوط قیمت سهام شود. آن‌ها با استفاده از اطلاعات مربوط به ۹۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸، اقدام به آزمون این فرضیه کردند و در نهایت به این نتیجه رسیدند که میان عدم شفافیت اطلاعات مالی و ریسک سقوط قیمت سهام یک رابطه مستقیم و معنی‌دار وجود داشته و علاوه بر این، در شرایطی که میان مدیران و

سهامداران شرکت‌ها، عدم تقارن اطلاعاتی وجود داشته باشد، اثر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر افزایش ریسک سقوط قیمت سهام بیشتر خواهد بود.

پورزمانی و قمری (۱۳۹۳) در مطالعه خود به بررسی رابطه میان کیفیت گزارشگری مالی و سرعت تعدیل قیمت سهام در بین ۶۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی دوساله بین سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۸ با استفاده از روش رگرسیون خطی مقطعی پرداخته‌اند که این شرکت‌ها در ۱۷ صنعت مختلف قرار می‌گرفتند. براساس بررسی‌های انجام شده توسط این محققان، بین کیفیت گزارشگری مالی و سرعت تعدیل قیمت سهام در شرکت‌های مورد مطالعه، رابطه معنی‌داری وجود نداشته و با بهبود کیفیت گزارشگری مالی، سرعت تعدیل قیمت سهام تغییر معنی‌داری از خود نشان نمی‌دهد. همچنین، آن‌ها به این نتیجه رسیدند که در نمونه شرکت‌های مورد مطالعه، سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و بد دارای الگوی رفتاری مقارنی بوده و اختلاف معنی‌داری در میانگین سرعت تعدیل قیمت سهام در واکنش به اخبار خوب و بد وجود ندارد.

در یک مطالعه دیگر با حوزه تحلیل متفاوت، همتی، پدram و توکلیان (۱۳۹۵) با معرفی مفهوم «اطلاعات چسبنده» سعی در توضیح پویایی‌های متغیر تورم در اقتصاد ایران کرده‌اند. براساس این مطالعه، مفهوم اطلاعات چسبنده بدین معنی است که در هر دوره زمانی، تنها کسری از بنگاه‌های اقتصادی قادر هستند که اطلاعات جدیدی راجع به وضعیت اقتصاد به دست بیاورند و در نتیجه، بقیه بنگاه‌ها که اطلاعات جدیدی در مورد شرایط اقتصادی به دست نیاورده‌اند، تغییری در متغیرهای تصمیم خود (مانند سطح قیمت، تولید و اشتغال) ایجاد نمی‌کنند. بر این اساس، باید تحت مکانیسم اطلاعات چسبنده، انتشار اطلاعات در اقتصاد به کندی صورت گرفته و تعدیل قیمت‌ها (به عنوان متغیر تحت بررسی در این مطالعه) نیز به کندی صورت پذیرد. آن‌ها با بررسی داده‌های فصلی مربوطه برای دوره زمانی ۱:۱۳۶۹ تا ۴:۱۳۹۳ به این نتیجه رسیدند که پدیده چسبندگی اطلاعات در فرآیند قیمت‌گذاری بنگاه‌ها در اقتصاد ایران وجود دارد و به طور متوسط، دو فصل طول می‌کشد تا بنگاه‌های اقتصادی، مجموعه اطلاعات مورد استفاده در تعیین قیمت کالاهای خود را به‌روز کنند.

### ۳-۱-۲- عوامل موثر بر تعیین نرخ ارز

در گاهی و گچلو (۱۳۸۰) در مطالعه خود به بررسی ثبات نرخ حقیقی ارز در اقتصاد ایران و شناسایی عوامل موثر بر آن در کوتاه مدت و بلندمدت با استفاده از داده‌های سالانه مربوط به دوره زمانی ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۶ پرداخته‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که دوره مورد مطالعه، ناپایایی نرخ حقیقی ارز در اقتصاد ایران مورد تایید قرار گرفته و فرضیه برابری قدرت خرید مطلق رد شده است. براساس این مطالعه، متغیرهای قیمت حقیقی نفت، رشد سطح بهره وری، نرخ انباشت سرمایه، شدت کنترل‌های تجاری و ارزی، سیاست مالی، سیاست پولی و سیاست تضعیف ارزش اسمی پول ملی، مهم‌ترین عوامل تعیین کننده نرخ حقیقی ارز در ایران هستند.

ابونوری و خانعلی پور (۱۳۸۸) در مطالعه خود به بررسی موضوع تاثیر اخبار بر نوسانات نرخ ارز در ایران پرداخته‌اند. آن‌ها برای این منظور از خانواده الگوهای خودرگرسیون ناهمسان واریانس شرطی (ARCH) استفاده کرده و با استفاده از داده‌های روزانه نرخ ارز از اول اسفند ۱۳۸۱ تا نوزدهم مهر ۱۳۸۶ (شامل ۱۲۰۸ مشاهده) به این نتیجه رسیدند تاثیر اخبار بر نوسانات نرخ ارز در ایران به شکل نامتقارن است؛ بدین معنا که تاثیر اخبار بد بر نوسانات نرخ ارز بیشتر از تاثیر اخبار خوب بوده است.

تقوی و محمدی (۱۳۹۰) در مطالعه خود به بررسی عوامل موثر بر نرخ ارز و تراز پرداخت‌ها در اقتصاد ایران پرداخته و پولی بودن نوسانات این متغیرها را مورد بررسی قرار داده‌اند. آن‌ها برای این منظور از یک مدل متناسب با نظام‌های نرخ ارز دو گانه (برای هماهنگی با بازار رسمی و غیررسمی ارز در ایران) استفاده کرده و با استفاده از یک سیستم معادلات همزمان، فرضیه پولی بودن نرخ ارز و تراز پرداخت‌ها را مورد آزمون قرار داده‌اند. آن‌ها با استفاده از داده‌های سالانه برای دوره زمانی ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۷ به این نتیجه رسیده‌اند که رهیافت پولی نرخ ارز از اعتبار قوی برخوردار نیست، اما پولی بودن تراز پرداخت‌ها از اعتبار قابل قبولی برخوردار است.

محمدزاده و همکاران (۱۳۹۰) با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی تابلویی، مدل پایه پولی و مدل پولی با قیمت‌های انعطاف پذیر را برای ۱۴ کشور منتخب منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) در دوره زمانی ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۶ میلادی مورد آزمون قرار داده‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که رهیافت پولی به نرخ ارز در کشورهای منطقه MENA برقرار بوده و در این کشورها، برابری ارزش پول داخلی در مقابل پول خارجی بیشتر تحت تاثیر

تغییرات حجم پول داخلی قرار دارد. به علاوه، آن‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که در کنار متغیر حجم پول داخلی، متغیرهای نرخ تورم انتظاری و تولید ناخالص داخلی نیز به ترتیب دارای رابطه مثبت و منفی با نرخ ارز هستند و تاثیر هر دو این متغیرها، معنی‌دار است. پر سزاده (۱۳۹۵) در مطالعه خود به بررسی تاثیر شوک‌های نفتی (شامل شوک‌های عرضه نفت، تقاضای جهانی و شوک قیمت نفت) بر نرخ ارز حقیقی در ایران پرداخته است. او از داده‌های ماهانه برای دوره زمانی ۱۹۹۰:۰۴ تا ۲۰۱۵:۰۹ و در قالب مدل مارکوف-سوئیچینگ دو رژیم به بررسی این موضوع پرداخته و به این نتیجه رسیده است که شوک‌های قیمت نفت و شوک تقاضای جهانی دارای تاثیر منفی و معنی‌دار بر نرخ ارز حقیقی هستند و شوک مثبت تقاضای جهانی نفت و افزایش قیمت نفت منجر به کاهش نرخ ارز، افزایش ارزش پول ملی و مشاهده اثرات بیماری هلندی در اقتصاد ایران می‌شود. همچنین او به این نتیجه می‌رسد که شوک عرضه جهانی نفت تاثیر معنی‌داری بر نرخ ارز در ایران ندارد.

### ۲-۳- مطالعات خارجی

اندرسن<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۳) با استفاده از داده‌های مربوط به نوسان نرخ برابری دلار آمریکا در برابر تعدادی از اسعار مهم بین‌المللی (شامل پوند، ین، مارک آلمان، فرانک سوئیس و یورو) در بازه‌های زمانی ۵ دقیقه‌ای و برای دوره زمانی ۳ ژانویه ۱۹۹۲ تا ۳۰ دسامبر ۱۹۹۸ به بررسی تاثیر انتشار اطلاعات اقتصاد کلان بر نرخ‌های ارز مورد مطالعه پرداخته‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که اخبار پیش‌بینی نشده در مورد تحولات متغیرهای اقتصاد کلان باعث جهش میانگین شرطی نرخ ارز می‌شوند. علاوه بر این، نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که در دوره مورد مطالعه، نحوه عکس‌العمل نرخ ارز به انتشار اطلاعات اقتصاد کلان به شکل نامتقارن بوده و اخبار بد اقتصادی در مقایسه با اخبار خوب، دارای تاثیر بزرگ‌تری بر نوسانات نرخ ارز هستند. آن‌ها همچنین به این نتیجه دست یافته‌اند که آن دسته از اخبار اقتصادی که با تاخیر کمتری منتشر می‌شوند، دارای تاثیر بزرگ‌تر بر تغییر میانگین شرطی نرخ ارز هستند.

## بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۱۵

هلویگ<sup>۱</sup> (۲۰۰۵) در یک مدل تئوریک به بررسی اثرات رفاهی انتشار اطلاعات عمومی در یک مدل رقابت انحصاری در میان بنگاه‌هایی با اطلاعات فردی متمایز می‌پردازد. بر اساس تحلیل وی، وجود ناهمگونی اطلاعاتی در بین بنگاه‌های اقتصادی باعث می‌شود، تاخیرهای بالقوه مهمی در تعدیل قیمت‌ها به وقوع پیوسته و این موضوع اثرات حقیقی شوک‌های پولی را تشدید می‌کند. او به این نتیجه می‌رسد که انتشار اطلاعات عمومی باعث کاهش سرعت تعدیل قیمت‌ها شده، اما هزینه افزایش بی‌ثباتی را به دنبال دارد. با این وجود، او بیان می‌کند که انتشار اطلاعات اقتصاد کلان به دلیل کاهش انحراف قیمت‌ها در مجموع باعث افزایش رفاه افراد جامعه می‌شود. وی همچنین بیان می‌کند که دقیق‌تر بودن اطلاعات فردی (در مقابل دقیق بودن اطلاعات عمومی) باعث کاهش رفاه جامعه می‌شود.

ارمان<sup>۲</sup> و فراتزشر<sup>۳</sup> (۲۰۰۵) در مطالعه خود به بررسی ارتباط میان انتشار اطلاعات اقتصاد کلان و نرخ‌های برابری ارز دلار آمریکا در برابر مارک آلمان و یورو پرداخته‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که براساس داده‌های روزانه، اخبار اقتصادی در آمریکا، آلمان و ناحیه یورو یک عامل بسیار مهم در تعیین نرخ‌های ارز روانه در طول دوره زمانی ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۳ میلادی بوده‌اند. علاوه بر این، آن‌ها مشاهده کرده‌اند که اخبار اقتصادی آمریکا دارای تاثیر بیشتری بر تعیین نرخ ارز USD/DEM یا EUR/USD هستند که این موضوع از نظر آن‌ها می‌تواند به دلیل انتشار سریع‌تر اطلاعات اقتصاد کلان در آمریکا باشد. به علاوه، در دوره‌های همراه با نااطمینانی شدید در بازار، نرخ ارز عکس‌العمل شدیدتری به انتشار اخبار اقتصادی پیدا می‌کند.

لاکونن<sup>۴</sup> و لان<sup>۵</sup> (۲۰۱۰) به بررسی تاثیر انتشار اخبار و اطلاعات اقتصاد کلان بر نرخ برابری یورو در برابر دلار آمریکا پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از داده‌های نرخ ارز EUR/USD در بازه‌های زمانی ۵ دقیقه‌ای در دوره زمانی ۱ ژانویه ۱۹۹۹ تا ۳۱ دسامبر ۲۰۰۴ به این نتیجه رسیدند که تاثیر اخبار مثبت یا منفی اقتصاد کلان بر نرخ برابری EUR/USD بستگی به شرایط اقتصادی در طول چرخه‌های تجاری دارد و در حالت

- 
- 1- Hellwig
  - 2- Ehrmann
  - 3- Fratzscher
  - 4- Laakkonen
  - 5- Lanne

کلی، انتشار اخبار اقتصاد کلان باعث می‌شود که در دوره‌های رونق اقتصادی در مقایسه با دوره‌های رکود اقتصادی، شاهد نوسانات بیشتر در نرخ برابری یورو در مقابل دلار در دوره مورد مطالعه باشیم. علاوه بر این، اخبار بد در دوره‌های رونق اقتصادی باعث نوسان بیشتر در نرخ ارز در مقایسه با دوره‌های رکود می‌شوند و این در حالی است که تفاوتی میان تاثیرگذاری اخبار مثبت بر نوسان نرخ ارز در دوره‌های رونق و رکود وجود ندارد.

لاکونن و لان (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای دیگر به بررسی این موضوع پرداخته‌اند که آیا میزان دقت اخبار اقتصادی اعلام شده تاثیری بر نوسانات نرخ ارز دارد یا خیر. آن‌ها از داده‌های نرخ ارز EUR/USD در بازه‌های زمانی ۵ دقیقه‌ای در دوره زمانی ۱ ژانویه ۱۹۹۹ تا ۳۱ دسامبر ۲۰۰۴ استفاده کرده و تاثیر انتشار اطلاعات مربوط به ۲۰ متغیر اقتصاد کلان آمریکا با در نظر گرفتن میزان دقت و صحت آن‌ها روی نرخ ارز را مورد مطالعه قرار داده‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که در بازه زمانی مورد مطالعه، آن دسته از موارد انتشار اطلاعات اقتصاد کلان که دارای دقت بالاتری بوده‌اند، باعث افزایش بیشتر نوسانات نرخ ارز شده‌اند. علاوه بر این، انتشار اطلاعات در مورد متغیرها و شاخص‌هایی که به طور معمول با دقت بیشتری اعلام می‌شوند، باعث افزایش بیشتر در نوسان نرخ ارز می‌شود.

چن<sup>۱</sup>، لیو<sup>۲</sup> و ژانگ<sup>۳</sup> (۲۰۱۶) به دنبال پاسخ به این سوال هستند که در یک بازار مالی، تاثیر انتشار اطلاعات عمومی در مورد متغیرهای بنیادین آن بازار روی ثبات آن بازار چگونه است. آن‌ها با مدل‌سازی و محاسبه نتایج تعادلی در مدل مورد مطالعه خود (که شامل دو نوع معامله‌گر مطلع و غیرمطلع است) به این نتیجه رسیده‌اند که انتشار اطلاعات دقیق اقتصادی به شکل عمومی باعث کاهش نااطمینانی در بین معامله‌گران مطلع شده و عکس‌العمل آن‌ها به اطلاعات خصوصی شان را افزایش می‌دهد. بر این اساس، انتشار اطلاعات عمومی دقیق باعث از بین رفتن تعادل‌های چندگانه و افزایش ثبات در بازار مورد مطالعه می‌شود.

---

1- Chen

2- Liu

3- Zhang



## بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۱۷

ژانگ، مارش<sup>۱</sup> و مک‌دونالد<sup>۲</sup> (۲۰۱۶) در مطالعه خود به بررسی تاثیر انتشار و دسترسی به اطلاعات (از هر دو نوع خصوصی و عمومی) روی نوسانات نرخ ارز پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از داده‌های ساعتی مربوط به نرخ برابری میان مارک آلمان و دلار آمریکا در دوره زمانی ۱ می تا ۳۱ آگوست ۱۹۹۶ و با در نظر گرفتن یک چارچوب تحلیلی غیرخطی به این نتیجه رسیدند که هر دو نوع اطلاعات عمومی (یعنی انتشار اطلاعات اقتصاد کلان توسط نهادهای مسئول در کشورها) و خصوصی (یعنی اطلاعات فردی اشخاص که در خالص سفارش آن‌ها در بازار ارز نمود پیدا می‌کند) روی نوسانات نرخ ارز تاثیر دارند، اما هیچ‌گونه ارتباطی بین دو مکانیسم تاثیرگذاری اطلاعات عمومی و خصوصی بر نرخ ارز وجود ندارد.

### ۴- معرفی روش‌شناسی تحقیق

از آنجایی که هدف تحقیق نشان دادن تاثیر کیفیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان بر نرخ ارز است، پیکربندی مدل به شکلی در نظر گرفته شده است که با استفاده از آن می‌توان موضوع انتشار اطلاعات متغیرهای اقتصاد کلان را وارد مدل کرد. برای سادگی و تحلیل و بر مبنای ادبیات عمومی در حوزه نرخ ارز، فرض می‌شود که اقتصاد دنیا از دو کشور تشکیل شده است و متغیرهای مربوط به کشور اول در حالت کلی به شکل  $X_t$  و متغیرهای مربوط به کشور دوم در حالت کلی به شکل  $\bar{X}_t$  نمایش داده می‌شوند. علاوه بر این، فرض می‌شود که یک طیف از مشتریان ریسک‌گریز در بازه  $n \in [0, 1]$  و تعداد  $d$  واسطه ریسک‌گریز به عنوان بازارگردان در بازار نقد ارز وجود دارند. همچنین برای سادگی مدل از وارد کردن نقش دلال در بازار ارز صرف‌نظر شده است. نرخ ارز  $S_t$  در این بازار به شکل لگاریتمی بیان شده است که در ابتدای هر دوره زمانی (در اینجا برابر یک هفته) توسط واسطه‌ها اعلام می‌شود. علاوه بر واسطه‌ها، بانک‌های مرکزی دو کشور نیز به عنوان تعیین‌کنندگان نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت  $I_t$  و  $\hat{I}_t$  در این دو اقتصاد حضور دارند. بانک‌های مرکزی در ابتدای هر بازه زمانی  $t$  اقدام به انتشار اطلاعات مربوط به وضعیت اقتصاد کلان دو کشور در  $k$  هفته قبل از آن می‌کنند که البته انتشار اطلاعات اقتصاد کلان دو کشور همراه با یک

1- Marsh

2- MacDonald

خطای اندازه‌گیری است. متغیرهای نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت  $I_t$  و  $\hat{r}_t$  بدون هیچ وقفه‌ای از سوی تمام واسطه‌ها و سرمایه‌گذاران موجود در بازار قابل مشاهده است.

#### ۴-۱- معرفی رفتار واسطه‌ها (Dealers)

برای آنکه بتوانیم تاثیر کیفیت انتشار اطلاعات جدید بر رفتار تعیین نرخ ارز توسط واسطه‌ها را مدل‌سازی کنیم، فرض کنید که بردار  $Z_t$  نشان‌دهنده مجموعه متغیرهایی باشد که وضعیت (State) اقتصاد کلان دو کشور را در هفته  $t$  به طور کامل تشریح کند. این بردار شامل متغیرهای نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت  $I_t$  و  $\hat{r}_t$ ، نرخ‌های تورم  $\pi_t$  و  $\hat{\pi}_t$  و سطوح تولید  $Y_t$  و  $\hat{Y}_t$  (به شکل تفاوت میان دو کشور) و نیز سایر متغیرها است. یک زیرمجموعه از این متغیرها که ما آن را با  $Z_t^0$  نشان می‌دهیم به طور آنی توسط واسطه‌ها و سرمایه‌گذاران قابل مشاهده است که فرض می‌شود این بردار نشان‌دهنده نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت باشد. همچنین فرض می‌کنیم که سایر اجزای این بردار تنها با گذشت  $k$  هفته و از طریق انتشار اطلاعات اقتصاد کلان توسط مقامات پولی برای همگان مشخص می‌شود که البته انتشار اطلاعات کلان نیز با خطای اندازه‌گیری همراه است که ما این متغیر اعلامی را با  $\hat{Z}_{t-k}$  نشان می‌دهیم. با در نظر گرفتن فروض فوق، می‌توان گفت که روند تغییر مجموعه اطلاعات مشترک میان واسطه‌ها به شکل رابطه (۱) خواهد بود.

$$\Omega_t^D = \{Z_t^0, Z_{t-k}^0, \chi_t, \Omega_t^D\}, Z_{t-k}^0 = Z_{t-k} + \psi_z \quad (1)$$

رابطه (۱) نشان می‌دهد مجموعه اطلاعاتی واسطه‌ها در ابتدای هر دوره، مجموعه اطلاعاتی دوره گذشته به اضافه اطلاعات با انتشار آنی در دوره فعلی، اطلاعات مربوط به وضعیت اقتصاد کلان کشورها در  $k$  دوره قبل (البته همراه با خطای  $\psi_z$  در انتشار اطلاعات و داده‌های مربوط به خالص سفارش مشتریان در دوره قبل است. با توجه به رابطه (۱) و با در نظر گرفتن مطالب ارائه شده در بخش ۲، فرض می‌کنیم که در ابتدای هر هفته (با اندیس  $t$  نشان داده شده)، تمام واسطه‌های موجود در بازار، نرخ ارزی (بر مبنای لگاریتمی) برابر با مقدار حاصل از رابطه (۲) اعلام می‌کنند.

بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۱۹

$$s_t = E_t^D s_{t-1} + \hat{r}_t - r_t - \delta_t \quad (2)$$

که در آن،  $E_t^D$  نشان‌دهنده انتظارات مشروط به مجموعه اطلاعات مشترک میان تمام واسطه‌ها در ابتدای هفته  $t$  ( $\Omega^D$ ) است. با توجه به مطالب ارائه شده در بخش ۲، فرض وجود مجموعه اطلاعات مشترک میان واسطه‌ها در مجموعه  $\Omega^D$  به معنای آن نیست که تمام واسطه‌ها از اطلاعات کاملاً مشابهی برخوردار هستند، بلکه اطلاعات خصوصی واسطه‌ها تاثیری بر تعیین نرخ ارز ندارند<sup>۱</sup>. رابطه (۲) گویای آن است که نرخ ارز اعلام شده توسط تمام واسطه‌ها برابر با بازدهی انتظاری حاصل از نگهداری دارایی‌های خارجی تا هفته آینده (که برابر با  $E_t^D s_{t-1} + \hat{r}_t - r_t$  است) منهای یک متغیر جبران ریسک است که ما آن را با  $\delta_t$  نشان داده‌ایم که اندازه این متغیر بر اساس شروط مرتبط با تسهیم کارای ریسک به دست می‌آید که بر اساس آن، واسطه‌ها متغیر جبران ریسک  $\delta_t$  را به شکلی انتخاب می‌کنند که مقدار انتظاری نگهداری دارایی‌های ارزی آن‌ها در انتهای هفته  $t$  (که ما آن را با  $E_t^D I_{t+1}$  نشان می‌دهیم) برابر با صفر باشد (رابطه (۳)):

$$E_t^D I_{t+1} = 0 \quad (3)$$

در کنار متغیر جبران ریسک، فرض می‌شود که تغییرات نرخ بهره در هر دوره زمانی به شکل رابطه (۴) است.

$$\hat{r}_t - r_t = \mu^{rr}(\hat{r}_{t-1} - r_{t-1}) + \mu^{ry}(\hat{y}_{t-k} - y_{t-k}) + \mu^{r\pi}(\hat{\pi}_{t-k} - \pi_{t-k}) + u_t^r \quad (4)$$

در رابطه (۴)، فرض بر این است که سیاست‌گذاران پولی، تعدیل متغیر نرخ بهره را به شکل تدریجی انجام می‌دهند. همچنین فرض می‌شود هرچه شکاف تولید و نرخ‌های تورم میان دو کشور بیشتر باشد، تفاوت نرخ‌های بهره نیز بین دو کشور بیشتر خواهد بود<sup>۲</sup>. با این وجود، به دلیل تاخیر انتشار اطلاعات اقتصاد کلان، فرض می‌شود که مقامات پولی کشورها

۱- برای توضیحات بیشتر به (Evans 2011) رجوع شود.

۲- در ادبیات اقتصادی، تغییر نرخ بهره بر اساس شکاف تولید و تورم با عنوان «معادله تیلور» شناخته می‌شود.

مبنای تعیین نرخ‌های بهره خود را عملکرد تولید و نرخ تورم در  $k$  دوره قبل قرار می‌دهند. با توجه به رابطه (۴)، انتظارات واسطه‌ها در مورد تفاوت نرخ‌های بهره میان دو کشور به صورت رابطه (۵) خواهد بود.

(۵)

$$E_t^D(\hat{r}_{t+i} - r_{t+i}) = \mu^\pi E_t^D(\hat{r}_{t+i-1} - r_{t+i-1}) + \mu^{ry} E_t^D(\hat{y}_{t+i-k} - y_{t+i-k}) + \mu^{r\pi} E_t^D(\hat{\pi}_{t+i-k} - \pi_{t+i-k})$$

که در آن، پارامترهای  $\mu^{ry}$ ،  $\mu^{r\pi}$  و  $\mu^\pi$  دارای مقادیر مثبت هستند.

#### ۴-۲- معرفی رفتار سرمایه‌گذاران

در این تحقیق برای سادگی روی رفتار تقاضای ارزش سرمایه‌گذاران متمرکز می‌شویم و فرض می‌کنیم که تقاضای ارزش هر کدام از سرمایه‌گذاران در طیف  $n \in [0, 1]$  در هفته  $t$  به شکل رابطه (۶) تعیین می‌شود:

$$\alpha_t^n = \alpha_s (E_t^n \Delta s_{t-1} + \hat{r}_t - r_t) + h_t^n \quad (۶)$$

که در رابطه فوق، پارامتر  $\alpha_s$  بزرگ‌تر از صفر بوده و عملگر  $E_t^n$  نشان‌دهنده انتظارات مشروط به اطلاعات در دسترس برای سرمایه‌گذار  $n$  است که ما این مجموعه اطلاعاتی را با  $\Omega_t^n$  نشان می‌دهیم. بر اساس رابطه (۶)، تقاضای دارایی‌های ارزی از سوی هر سرمایه‌گذار به دو بخش تقاضای سفته‌بازی و تقاضای پوششی ارز (هجینگ) قابل تقسیم است که بخش دوم با  $h_t^n$  نشان داده شده و دربردارنده سایر عوامل اثرگذار بر تقاضای ارزش است. برای سادگی، فرض می‌شود که متغیر تقاضای پوششی ارزش سرمایه‌گذار  $n$  تابعی از متغیرهای فردی وی است که آن را به شکل رابطه (۷) نشان می‌دهیم.

$$h_t^n = \alpha_z z_t^n \quad (۷)$$

## بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۲۱

که در آن،  $Z_t^n$  نشان دهنده مجموعه متغیرهای فردی مربوط به سرمایه گذار  $n$  است که این متغیرها به طور کامل توسط وی قابل مشاهده هستند. همچنین فرض می شود که رابطه (۸) بین متغیرهای فردی و متغیرهای کلان جامعه برقرار است.

$$z_t^n = A_n z_t + u_t^n \quad (۸)$$

در رابطه (۸)، بردار متغیرهای  $u_t^n = [u_{i,t}^n]$  در بردارنده شوک های فردی با توزیع نرمال حول بردار صفر است. به بیان دیگر، رابطه  $\int_0^1 u_{i,t}^n dn = 0$  به ازای تمام متغیرهای شوک در مورد آن برقرار است. برای سادگی هر چه بیشتر تحلیل، فرض می کنیم که تابع تقاضای هجینگ هر فرد برابر با منفی مقدار خالص درآمد ارزی وی خواهد بود که می توان این موضوع را به شکل  $h_t^n = (\hat{t}_t^n - t_t^n)$  نشان داد که در آن،  $\hat{t}_t^n$  نشان دهنده منابع ارزی فرد  $n$  و  $t_t^n$  نیز نشان دهنده مصارف ارزی وی در هفته  $t$  خواهد بود. با کنار هم قرار دادن رابطه های (۶) تا (۸)، رابطه (۹) را خواهیم داشت.

$$\alpha_t = \int_0^1 \alpha_{i,t}^n dn = \alpha_s (\bar{E}_t^n s_{t+1} - s_t + \hat{r}_t - r_t) + h_t \quad (۹)$$

که در معادله بالا،  $\bar{E}_t^n s_{t-1}$  نشان دهنده متوسط انتظارات سرمایه گذاران در مورد نرخ ارز در دوره  $t+1$  خواهد بود. همچنین متغیر  $h_t$  نشان دهنده تابع کل تقاضای هجینگ ارز بوده و بر اساس رابطه  $h_t = \alpha_z z_t = -(\hat{t}_t - t_t)$  به دست می آید که در آن،  $\hat{t}_t$  نشان دهنده منابع ارزی کشور ۱ و  $t_t$  نیز نشان دهنده مصارف ارزی آن کشور به مقصد کشور ۲ در هفته  $t$  را نشان می دهد. در زمینه مجموعه اطلاعات در دسترس سرمایه گذاران باید گفت که همانند واسطه ها، هر کدام از سرمایه گذاران دسترسی به هر دو مجموعه اطلاعات خصوصی و عمومی دارند. مجموعه اطلاعات خصوصی هر سرمایه گذار در هفته  $t$  مشتمل بر اجزای تشکیل دهنده بردار متغیرهای فردی  $Z_t^n$  است. علاوه بر این، هر سرمایه گذار در هر هفته به مجموعه اطلاعات عمومی شامل انتشار اطلاعات اقتصاد کلان (با  $k$  هفته تاخیر و همراه با خطای انتشار  $\epsilon_{z,t}$ )، متغیرهای کلان با انتشار آنی (در اینجا نرخ های بهره) و نرخ های ارز تعیین شده از سوی

واسطه‌ها دسترسی دارد. با توجه به این موارد، می‌توان گفت که روند تغییر مجموعه اطلاعات در دسترس برای سرمایه‌گذار  $n$  در ابتدای هفته  $t$  به شکل رابطه (۱۰) خواهد بود.

$$\Omega_t^n = \{z_t^0, \tilde{z}_{t-k}, s_t, z_t^n, \Omega_{t-1}^n\} \quad , \quad \tilde{z}_{t-k} = z_{t-k} + \psi_z \quad (10)$$

#### ۴-۳- معرفی رفتار اقتصاد کلان کشورها

از آنجایی که تمرکز تحقیق بر تعیین نرخ ارز میان دو کشور است، تنها به تبیین رفتار متغیرهای کلان به شکل تفاوت میان دو کشور اکتفا می‌شود. فرض می‌کنیم که پویایی‌های متغیرهای اقتصاد کلان در محیط مورد مطالعه به شکل رابطه (۱۱) تعیین می‌شود.

$$z_t = A_z z_{t-1} + B_u u_t \quad (11)$$

که در آن، بردار  $u_t = [u_t^r \quad u_t^\pi \quad u_t^y \quad u_t^t]$  نشان‌دهنده شوک‌های با امید صفر و بدون خودهمبستگی است.

به طور خاص، فرض می‌شود که فرم غیرماتریسی معادله شماره (۱۱) به شکل زیر است:

$$\hat{r}_t - r_t = \mu^{rr}(\hat{r}_{t-1} - r_{t-1}) + \mu^{ry}(\hat{y}_{t-k} - y_{t-k}) + \mu^{r\pi}(\hat{\pi}_{t-k} - \pi_{t-k}) + u_t^r \quad (12)$$

$$\hat{y}_t - y_t = \mu^{yr}(\hat{r}_t - r_t) - \mu^{yr}(\hat{\pi}_{t-1} - \pi_{t-1}) + \mu^{yy}(\hat{y}_{t-1} - y_{t-1}) + \mu^{yt}(\hat{t}_{t-1} - t_{t-1}) + u_t^y \quad (13)$$

$$\hat{\pi}_t - \pi_t = \mu^{\pi\pi}(\hat{\pi}_{t-1} - \pi_{t-1}) + \mu^{\pi y}(\hat{y}_{t-1} - y_{t-1}) + \mu^{\pi t}(\hat{t}_{t-1} - t_{t-1}) + u_t^\pi \quad (14)$$

$$\hat{t}_t - t_t = \mu^{tt}(\hat{t}_{t-1} - t_{t-1}) + u_t^t \quad (15)$$

#### ۴-۴- محاسبه نرخ ارز تعادلی

در مدل مورد مطالعه در این تحقیق، تعادل شامل یک سری زمانی از متغیر نرخ ارز اعلام شده از سوی واسطه‌ها است که با رابطه (۲) سازگار باشد. همچنین این سری زمانی

### بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۲۳

نرخ ارز باید با روند تغییرات مجموعه اطلاعات مشترک میان واسطه‌ها ( $\Omega_t^D$ ) براساس رابطه (۱)، تعیین متغیر جبران ریسک براساس رابطه (۳) و انتظارات واسطه‌ها در مورد چشم‌انداز تعیین نرخ‌های بهره براساس رابطه (۵) سازگار باشد. برای به دست آوردن مقدار تعادلی نرخ ارز اگر رابطه (۲) را یک دوره به جلو برده و عملگر انتظارات را روی آن اعمال کنیم، رابطه (۱۶) را خواهیم داشت.

$$E_t^D s_{t+1} = E_t^D [\hat{r}_t - r_t - \delta_t] + E_t^D s_{t+2} \quad (16)$$

اگر مقدار انتظاری واسطه‌ها از متغیرهای تفاوت نرخ بهره میان دو کشور را براساس رابطه (۵) جایگذاری کرده و فرض کنیم که رابطه  $E_t^D \lim_{i \rightarrow \infty} s_{t+i} = 0$  برقرار است، در این صورت رابطه (۱۷) را خواهیم داشت.

$$E_t^D s_{t+1} = E_t^D \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+\mu^{rr}} \times f_{t-k+i} - \delta_{t+i} \right) \quad (17)$$

که در رابطه (۱۷)، متغیر  $f_{t-k+i}$  به صورت رابطه (۱۸) تعریف می‌شود.

$$f_{t-k+i} = \mu^{ry} (\hat{y}_{t-k+i} - y_{t-k+i}) + \mu^{rn} (\hat{\pi}_{t+i-k} - \pi_{t+i-k}) \quad (18)$$

اگر از رابطه (۱۸) برای ساختن معادله نرخ ارز (۲) استفاده کنیم در این شرایط با حل و جایگذاری معادلات مربوط به انتظارات فاصله نرخ‌های بهره در دوره‌های زمانی مختلف در معادله نرخ ارز، رابطه (۱۹) را خواهیم داشت.

$$s_t = \frac{1}{1-\mu^{rr}} [(\hat{r}_t - r_t) + E_t^D \sum_{i=1}^{\infty} f_{t-k+i}] - E_t^D \sum_{i=0}^{\infty} \delta_{t+i} \quad (19)$$

رابطه (۱۹) نشان می‌دهد که در مدل تغییر سبب دارایی، سه نوع متغیر بر روند تغییرات نرخ ارز در هر دوره زمانی اثر دارند که این متغیرها عبارتند از:

۱- وضعیت فعلی سیاست‌های پولی دو کشور بر اساس متغیر تفاوت نرخ‌های بهره میان دو کشور.

۲- انتظارات واسطه‌ها در مورد چشم‌انداز اعلان متغیرهای کلان اقتصادی از سوی مقامات اقتصادی. البته باید تاثیر تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان و خطای اندازه‌گیری متغیرهای اقتصادی از سوی مقامات پولی کشورها را نیز در شکل‌گیری انتظارات واسطه‌ها در نظر گرفت.

۳- متغیر جبران ریسک: این متغیر به خاطر آن در مدل ظاهر می‌شود که واسطه‌ها تمایلی به نگهداری دارایی‌های ارزی در زمان بسته بودن بازارها ندارند و تلاش می‌کنند که با تغییر نرخ ارز در جهت مناسب، سرمایه‌گذاران را تشویق کنند که کلیه ریسک‌های تغییر نرخ ارز در خارج از ساعات کار بازار ارز را متقبل شوند. بنابراین، آن‌ها قاعده  $E_t^D I_{t+1} = 0$  را مدنظر قرار می‌دهند.

#### ۴-۵- بررسی پویایی‌های اطلاعاتی در اقتصاد مورد مطالعه

در رابطه (۱۱) پویایی‌های متغیرهای کلان اقتصادی را به شکل  $Z_t = A_Z Z_{t-1} + B_U u_t$  نظر گرفتیم که در آن، بردار متغیرهای بنیادین  $Z_t$  شامل متغیرهای نرخ بهره، تولید، سطح قیمت و تجارت (بر حسب تفاوت میان دو کشور) بود. همچنین موضوع مهمی که در مدل معرفی شده در این تحقیق وجود دارد آن است که اطلاعات مربوط به متغیرهای کلان اقتصادی به شکل آنی در اختیار فعالان بازار (شامل بانک‌های مرکزی، سرمایه‌گذاران و واسطه‌ها) قرار نمی‌گیرد و تنها با گذشت  $k$  دوره تاخیر و وجود خطای اندازه‌گیری در متغیرهای اقتصاد کلان است که اطلاعات این متغیرها منتشر می‌شود. از آنجایی که فعالیت‌های بازیگران اقتصادی با توجه به اطلاعات در دسترس آن‌ها صورت می‌گیرد، باید به موارد زیر توجه داشت:

\* بانک‌های مرکزی پس از انتشار اطلاعات اقتصاد کلان با  $k$  دوره تاخیر و خطای انتشار اطلاعات  $\Delta p_t = \mu^{IR} (\hat{r}_{t-1} - r_{t-1}) + \mu^{IY} (\hat{y}_{t-k} - y_{t-k}) + \mu^{IP} (\Delta \hat{p}_{t-k} - \Delta p_{t-k}) + u_t^I$  اقدام به تعیین نرخ بهره بر اساس رابطه  $\Delta p_t = \mu^{IR} (\hat{r}_{t-1} - r_{t-1}) + \mu^{IY} (\hat{y}_{t-k} - y_{t-k}) + \mu^{IP} (\Delta \hat{p}_{t-k} - \Delta p_{t-k}) + u_t^I$  می‌کنند.

\* واسطه‌ها با توجه به اطلاعات مشترک خود در مورد چشم‌انداز تغییر عوامل موثر بر نرخ ارز (رابطه ۱۹) و با در نظر گرفتن تاخیر  $k$  دوره‌ای در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان و خطای انتشار اطلاعات، اقدام به تعیین نرخ ارز می‌کنند.



## بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۲۵

\* سرمایه‌گذاران با در نظر گرفتن اطلاعات خصوصی خود و با توجه به نرخ ارز اعلام شده از سوی واسطه‌ها و با در نظر گرفتن انتشار اطلاعات اقتصاد کلان با تاخیر مربوطه، اقدام به تعیین میزان نگهداری دارایی‌های ارزی خود می‌کنند.

با توجه به موارد فوق لازم است که رابطه میان وضعیت واقعی اقتصاد کلان در هر دوره زمانی با اطلاعات در دسترس برای فعالان اقتصادی در آن دوره مشخص شود. برای این منظور، ماتریس جدیدی به شکل  $Z'_t = [u'_t, u'_{t-1}, \dots, u'_{t-k-1}, z'_{t-k}]$  تعریف می‌کنیم. با توجه به پویایی‌های بردار متغیرهای بنیادین در رابطه (۱۱) می‌توان گفت که پویایی‌های بردار متغیرهای  $Z_t$  به صورت رابطه ماتریسی (۲۰) است:

$$Z_t = \begin{bmatrix} u_t \\ u_{t-1} \\ \dots \\ u_{t-k+1} \\ u_{t-k} \\ u_{t-k-1} \\ z_{t-k} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ I & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & I & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & B_u & 0 & 0 & A_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{t-1} \\ u_{t-2} \\ \vdots \\ u_{t-k} \\ u_{t-k-1} \\ u_{t-k-2} \\ z_{t-k-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} I \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} u_t \quad (20)$$

که در حالت کلی، می‌توان رابطه ماتریسی (۲۰) را به شکل رابطه (۲۱) نوشت.

$$Z_t = A Z_{t-1} + B u_t \quad (21)$$

علاوه بر این، باید توجه داشت که بردار متغیرهای بنیادین در دوره  $t$  (یعنی بردار  $Z_t$ ) را می‌توان به شکل یک ترکیب خطی از اجزای بردار  $Z_t$  نوشت و در نتیجه، رابطه  $Z_t = A Z_{t-1} + B u_t$  برقرار است.

در ادامه این بخش، به دنبال آن هستیم که رابطه (۱۹) در مورد تعیین نرخ ارز را به شکل ماتریسی نوشته و با استفاده از روش فیلتر کالمن (Kalman Filter) حل کنیم. دلیل استفاده از فیلتر کالمن در این تحقیق آن است که با توجه به پویایی‌های خطی مدل و با در نظر گرفتن این نکته که اطلاعات در جامعه به صورت تدریجی و مرحله‌ای (Recursive) منتشر می‌شود با در نظر گرفتن فرض نرمال بودن شوک‌های اقتصادی و نیز شوک‌های

فردی، این فیلتر به عنوان یک تخمین زنده کارا از متغیرهای وضعیت  $Z_t$  مطرح خواهد بود. برای دستیابی به اهداف گفته شده در بالا، مجدد رابطه (۱۲) در مورد تعیین نرخ ارز را در اینجا بازنویسی می کنیم:

$$s_t = \frac{1}{1-\mu^{rr}} [(\hat{r}_t - r_t) + E_t^D \sum_{i=1}^{\infty} f_{t-k+i}] + \frac{1}{\alpha_s} E_t^D \sum_{i=0}^{\infty} h_{t+i} - E_t^D \sum_{i=1}^{\infty} s_{t+i}^e$$

با توجه به رابطه (۱۲)، می توان دید که برای به دست آوردن معادله نرخ ارز به شکل ماتریسی، لازم است که در مرحله اول، انتظارات واسطه ها از متغیرهای مؤثر بر نرخ ارز را به شکل ماتریسی به دست آوریم که در شرایط تعادلی رابطه های (۲۲) و (۲۳) را داریم:

$$E_t^D Z_t = E[Z_t | \Omega_t^D] = \Phi^D Z_t \quad (22)$$

$$E_t^N Z_t \equiv E[Z_t | \Omega_t^N] = \Phi^N Z_t + \sum_{j=0}^{k-1} \Psi_j v_{t-j}^n \quad (23)$$

همچنین در مورد متوسط انتظارات سرمایه گذاران رابطه (۲۴) را داریم

$$\bar{E}_t^N Z_t = \int_0^1 E_t^N Z_t dn = \Phi^N Z_t + \sum_{j=0}^{k-1} \Psi_j \int_0^1 v_{t-j}^n dn = \Phi^N Z_t \quad (24)$$

با توجه به موارد فوق، می توان نشان داد که در شرایط تعادلی، مقدار متغیر نرخ ارز (برحسب مبنای لگاریتمی) که توسط تمام واسطه ها در اول هفته  $t$  اعلام می شود را می توان به شکل رابطه (۲۵) بیان کرد.

$$s_t = \Lambda_s E_t^D Z_t \quad (25)$$

## بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۲۷

همچنین در شرایط تعادلی، تقاضای کل سرمایه گذاران برای دارایی های ارزی را می توان به شکل رابطه (۲۶) بیان کرد.

$$\alpha_t = \alpha_s \Lambda_\delta (Z_t - E_t^D Z_t) \quad (26)$$

که در آن،  $\Lambda_\delta$  یک ماتریس بوده و خالص سفارش سرمایه گذاران (order flow) نیز به شکل رابطه (۲۷) قابل محاسبه است.

$$X_{t-1} = \alpha_t - \alpha_{t-1} = \alpha_s \Lambda_\delta (Z_t - E_t^D Z_t) - \alpha_s \Lambda_\delta (Z_{t-1} - E_{t-1}^D Z_{t-1}) \quad (27)$$

اثبات سه رابطه مطرح شده در پیوست این تحقیق ارائه شده است.

### ۵- بررسی نتایج حاصل از شبیه سازی

هدف از تحقیق حاضر، بررسی این موضوع است که با توجه به نواقص موجود در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان کشورمان (به طور عمده به شکل تاخیرهای قابل توجه در این زمینه و نیز خطای احتمالی در اعلام مقدار متغیرهای اقتصاد کلان)، آیا رفتار نرخ ارز وابسته به این نواقص است یا خیر؟ برای پاسخگویی به این سوالات مهم از روش اقتصاد مصنوعی (Artificial Economics) استفاده شده است<sup>۱</sup> که در آن یک اقتصاد فرضی را متصور می شویم که پویایی های آن در بخش قبل معرفی شد.

در توضیح روش اقتصاد مصنوعی باید گفت که این روش به منظور شناخت ویژگی های سیستم های اقتصادی از نوع پویا و پیچیده توسعه یافته است که به دنبال مدل سازی و شبیه سازی این دسته از سیستم های اقتصادی است و در این چارچوب به تحلیل اثر عوامل مختلف بر سیستم های تحت بررسی می پردازد.

در ادامه این تحقیق با توجه به مدل سازی انجام شده در فصل قبل به بررسی نتایج حاصل از شبیه سازی پرداخته می شود. به طور خاص در تحقیق حاضر، رابطه های (۱۲) تا (۱۵) که نشان

---

۱- برای آشنایی با ادبیات اقتصاد مصنوعی به منابع علمی موجود از جمله امبارد و همکاران (۲۰۱۵) رجوع شود.

دهنده پویایی‌های اقتصاد کلان جامعه بوده‌اند به شکل رابطه‌های (۱۲-الف) تا (۱۵-الف) در نظر گرفته شده‌اند که مقادیر پارامترها با در نظر گرفتن شروط مربوط به پایداری تعادل‌ها و نیز هماهنگی با نوسانات مشاهده‌شده در متغیر نرخ ارز در دنیای واقعی انتخاب شده‌اند.

$$\hat{r}_t - r_t = 0/2(\hat{r}_{t-1} - r_{t-1}) + 0/1(\hat{y}_{t-k} - y_{t-k}) + 1/2(\hat{\pi}_{t-k} - \pi_{t-k}) + u_t^r \quad (۱۲-الف)$$

(۱۳-الف)

$$\hat{y}_t - y_t = 0/23(\hat{r}_t - r_t) + 0/23(\hat{y}_{t-1} - y_{t-1}) + 0/35(\hat{y}_{t-1} - y_{t-1}) + 0/2(\hat{r}_{t-1} - r_{t-1}) + u_t^y$$

$$\hat{\pi}_t - \pi_t = 0/7(\hat{\pi}_{t-1} - \pi_{t-1}) + 0/2(\hat{y}_{t-1} - y_{t-1}) + 0/1(\hat{t}_{t-k} - t_{t-1}) + u_t^\pi \quad (۱۴-الف)$$

$$\hat{t}_t - t_t = 0/8(\hat{t}_{t-1} - t_{t-1}) + u_t^t \quad (۱۵-الف)$$

در روابط (۱۲-الف) تا (۱۵-الف) با توجه به مقیاس لگاریتمی برای تبیین متغیرهای مورد مطالعه، مقدار واریانس متغیرهای تصادفی  $u_t^r$ ،  $u_t^\pi$ ،  $u_t^y$  و  $u_t^t$  همگی برابر با  $0/000016$  انتخاب شده است و کوواریانس بین این متغیرها نیز برابر با صفر در نظر گرفته شده است. به علاوه مقدار ماتریس واریانس-کوواریانس بردار متغیرهای  $u_t^n$  در رابطه (۸) برابر با  $0/000016$  انتخاب شده است. برای سادگی تحلیل، مقدار پارامتر  $\alpha_s$  در رابطه (۹) نیز برابر با ۵ فرض شده است.

برای در نظر گرفتن کیفیت و شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان در مدل، دو پارامتر در مدل قابل تعریف است. یکی مربوط به متغیر  $k$  به معنای تعداد دوره‌ای است که طول می‌کشد تا وضعیت اقتصاد کلان توسط بانک‌های مرکزی کشورها سنجیده شده و به اطلاع جامعه برسد که ما برای سادگی، آن را «تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان» می‌نامیم. متغیر دیگر (یا در واقع، مجموعه متغیرهای دیگر) مربوط به میزان خطایی است که در هنگام انتشار اطلاعات اقتصاد کلان، در داده‌های اعلامی از سوی بانک‌های مرکزی کشورها وجود دارد که ما آن را با  $\beta$  نشان داده‌ده و فرض می‌کنیم، این خطا بدون

## بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۲۹

تورش بوده و خود را به شکل ماتریس واریانس-کوواریانس یک بردار تصادفی با توزیع نرمال، میانگین صفر و عدم همبستگی بین اجزای این بردار نشان می‌دهد که ما این متغیر را با نام «خطای انتشار اطلاعات اقتصاد کلان» نشان می‌دهیم.

در این تحقیق، مقدار متغیر  $k$  بین ۱ تا ۷ قرار داشته و نشان می‌دهد که داده‌های اقتصاد کلان با یک تاخیر بین ۱ تا ۷ هفته منتشر می‌شوند. در مورد واریانس بردار تصادفی  $\Sigma$  نیز فرض می‌کنیم که این واریانس به شکل ضرایب ۱۰ از مقدار واریانس متغیرهای اقتصاد کلان (برابر با ۰/۰۰۰۰۱۶) است که این ضرایب بین  $10^{-3}$  تا  $10^2$  قرار دارد.

با در نظر گرفتن موارد فوق، می‌توان اقتصاد فرضی مورد نظر را شبیه‌سازی کرد. برای شبیه‌سازی در این تحقیق از نرم‌افزار متمتیکا<sup>۱</sup> نسخه ۱۱/۳ استفاده شده است و برای سناریوهای شبیه‌سازی نیز می‌توان ۳ حالت مختلف را در نظر گرفت:

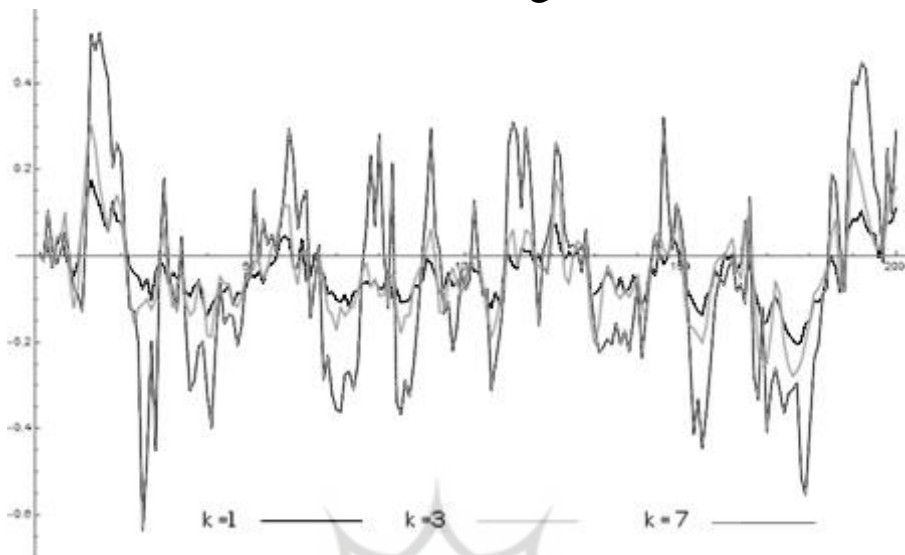
- حالتی که در آن، با ثبات خطای انتشار اطلاعات اقتصاد کلان، تنها شاهد تغییر میزان تاخیر در انتشار این داده‌ها باشیم. برای این حالت، ماتریس واریانس-کوواریانس بردار خطاهای  $\Sigma$  برابر با ماتریس قطری ۰/۰۰۰۰۱۶ در نظر گرفته می‌شود و مقدار متغیر «تأخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان» بین ۱ تا ۷ دوره تغییر می‌کند.

- حالتی که در آن با ثبات میزان تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان، تنها شاهد تغییر در میزان خطای انتشار اطلاعات اقتصاد کلان هستیم. برای این حالت، میزان تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان برابر با ۴ دوره در نظر گرفته می‌شود و در واریانس بردار تصادفی  $\Sigma$  به شکل ضرایب بین  $10^{-3}$  تا  $10^2$  از مقدار واریانس متغیرهای اقتصاد کلان (برابر با ۰/۰۰۰۰۱۶) تغییر می‌کند.

- حالتی که در آن، شاهد تغییر همزمان تاخیر و خطای در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان هستیم.

در ادامه، تعدادی از نمودارهای حاصل از شبیه‌سازی حالت‌های فوق به نمایش گذاشته شده است. برای این منظور در نمودار (۲) به وضعیتی پرداخته شده است که تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان در حال افزایش است و نمودار نرخ ارز برای دوره‌های تاخیر ۱، ۳ و ۷ دوره‌ای در این نمودار قابل مشاهده است.

نمودار (۲): بررسی وضعیت نوسانات نرخ ارز در شرایط افزایش دوره تاخیر در انتشار اطلاعات



منبع: یافته‌های پژوهش

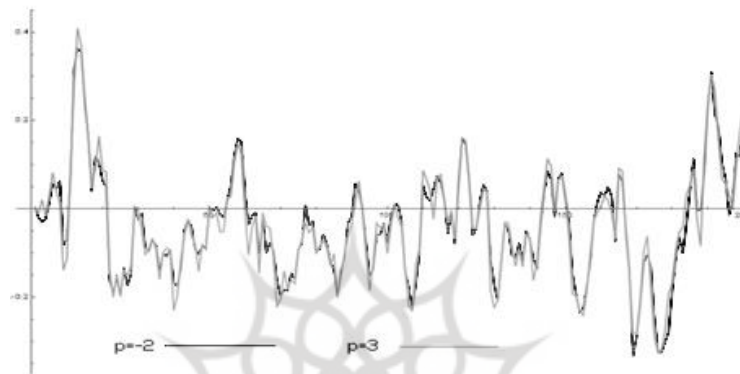
با توجه به نمودار (۲)، افزایش تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان دارای دو تاثیر بر نوسانات نرخ ارز است. از یکسو، از آنجایی که این موضوع باعث می‌شود اطلاعات متغیرهای اقتصادی با گذشت زمان بیشتری منتشر شود در نتیجه، عکس‌العمل نرخ ارز به این رویدادها هم با تاخیر بیشتری انجام می‌شود و انتقال نمودار نرخ ارز به سمت راست با افزایش دوره تاخیر قابل مشاهده است. از سوی دیگر، افزایش تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان نااطمینانی فعالان اقتصادی در مورد شرایط اقتصادی را افزایش می‌دهد؛ چراکه مقدار متغیرهای اقتصاد کلان برای دوره‌های بیشتری توسط مقامات پولی کشورها اعلام نشده است.

در نمودار (۳) به شرایط افزایش خطای اعلام متغیرهای اقتصاد کلان پرداخته شده است که افزایش خطای اعلام متغیرها به شکل افزایش ماتریس قطری واریانس-کواریانس متغیر تصادفی  $\Psi_z$  به شکل  $10^p * 0.000016$  است. همان طور که در بالا گفته شد، دوره تاخیر انتشار اطلاعات اقتصاد کلان در این نمودار برابر با ۴ خواهد بود. در نمودار (۳)، سری زمانی کمرنگ مربوط به واریانس خطای انتشار اطلاعات  $10^3 * 0.000016$  ( $p=3$ ) بوده و خط تیره نیز مربوط به واریانس خطای انتشار

### بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۳۱

اطلاعات  $0.000016 * 10^{-2} (p=-2)$  است. با توجه به این نمودار به نظر می‌رسد که دو سری زمانی تا حدود زیادی بر یکدیگر منطبق بوده و در شرایط مورد بررسی، خطا در اعلام متغیرها تاثیر قابل توجهی بر نوسانات نرخ ارز ندارد.

نمودار (۳): بررسی وضعیت نوسانات نرخ ارز در شرایط افزایش خطای اعلام اطلاعات (به ازای  $k=4$ )



منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتیجه به دست آمده در نمودار (۳) مبنی بر عدم تاثیر گذاری قابل توجه خطای انتشار اطلاعات بر نوسانات نرخ ارز، ضروری است که تاثیر تغییر همزمان در تاخیر و خطای در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان بر نوسانات نرخ ارز مورد بررسی قرار گیرد تا مشخص شود که آیا نتیجه به دست آمده تنها مربوط به یک حالت خاص بوده یا در کل نیز برقرار است. برای بررسی این شرایط، در جدول (۲)، متوسط نتایج حاصل از سنجش واریانس نرخ ارز در ۱۰۰ نوبت شبیه‌سازی برای دوره‌های زمانی با طول ۳۰۰ دوره آمده است.

با توجه به نتایج مندرج در جدول (۲) می‌توان مشاهده کرد که به ازای هر سطح از خطا در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان، موضوع افزایش نوسانات نرخ ارز در شرایط افزایش تعداد دوره تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان همچنان برقرار است و در نتیجه می‌توان چنین استنباط کرد که در تصریح مدل استفاده شده در این تحقیق و با توجه به پارامترهای در نظر گرفته شده، افزایش میزان تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان از سوی نهادهای مربوطه باعث تشدید نوسانات نرخ ارز می‌شود. همچنین در خصوص متغیر «خطا در انتشار

۳۲ فصلنامه علمی پژوهشنامه اقتصادی، سال بیستم، شماره ۷۶، بهار ۱۳۹۹

اطلاعات اقتصاد کلان»، شاهد آن هستیم که برخلاف حالت خاص نمایش داده شده در نمودار (۳) در حالت کلی یک رابطه غیرخطی بین این متغیر و نوسان نرخ ارز وجود دارد و در حالی که برای ۱ و ۲ دوره تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان، رابطه فزاینده، اما خفیف بین خطای انتشار اطلاعات اقتصاد کلان و نوسان نرخ ارز وجود دارد، برای دوره‌های تاخیر بیشتر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان، یک رابطه غیرخطی میان خطا در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان و نوسان نرخ ارز قابل مشاهده است. البته با توجه به نتایج مندرج در جدول (۲)، متغیر تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان دارای اثرگذاری به مراتب بیشتر بر نوسان نرخ ارز است.

جدول (۲): مقادیر واریانس نرخ ارز در ۱۰۰ نوبت شبیه‌سازی

ضریب نمایی خطای انتشار اطلاعات اقتصاد کلان								مقدار دوره تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان
۴	۳	۲	۱	۰	-۱	-۲	-۳	
۰/۰۰۶۱۵	۰/۰۰۶۱۵	۰/۰۰۶۱۴	۰/۰۰۶۰۸	۰/۰۰۶۰۰	۰/۰۰۵۹۸	۰/۰۰۵۹۸	۰/۰۰۵۹۸	۱
۰/۰۰۶۴۷	۰/۰۰۶۴۷	۰/۰۰۶۴۵	۰/۰۰۶۳۹	۰/۰۰۶۳۲	۰/۰۰۶۳۱	۰/۰۰۶۲۷	۰/۰۰۶۲۷	۲
۰/۰۰۷۲۵	۰/۰۰۷۲۵	۰/۰۰۷۲۵	۰/۰۰۷۱۹	۰/۰۰۷۱۸	۰/۰۰۷۵۳	۰/۰۰۸۱۷	۰/۰۰۸۲۰	۳
۰/۰۰۸۲۰	۰/۰۰۸۷۴	۰/۰۰۸۷۷	۰/۰۰۸۷۱	۰/۰۰۸۹۵	۰/۰۱۱۳۵	۰/۰۱۱۶۵	۰/۰۱۱۵۱	۴
۰/۰۱۵۹۱	۰/۰۱۵۷۴	۰/۰۱۵۷۴	۰/۰۱۶۱۸	۰/۰۱۶۱۲	۰/۰۱۶۲۳	۰/۰۱۶۱۲	۰/۰۱۵۶۵	۵
۰/۰۲۱۱۹	۰/۰۲۱۳۴	۰/۰۲۲۰۳	۰/۰۲۲۰۷	۰/۰۲۱۷۹	۰/۰۲۲۵۷	۰/۰۲۲۰۷	۰/۰۲۱۳۳	۶
۰/۰۲۹۸۹	۰/۰۳۰۳۱	۰/۰۳۱۰۷	۰/۰۳۱۲۹	۰/۰۳۳۳۸	۰/۰۳۳۶۲	۰/۰۳۲۲۵	۰/۰۳۱۴۳	۷

منبع: یافته‌های پژوهش

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در تحقیق حاضر به بررسی تاثیر کیفیت و شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان بر نوسانات نرخ ارز پرداخته شد. برای این منظور از یک چارچوب تحلیلی برگرفته از رویکرد مبتنی بر ریزساختار بازار ارز و بر مبنای مدل تغییر در سبد دارایی استفاده شد و در نهایت با استفاده از شبیه‌سازی مدل توسعه یافته در تحقیق حاضر، این نتیجه به دست آمد که هرچه کیفیت و شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان جامعه (برحسب دو معیار تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان و خطا در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان) بیشتر باشد (یا متغیرهای تاخیر و خطا



### بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۳۳

در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان دارای مقادیر کمتری باشند)، می‌توان شاهد آن بود که از نوسانات نرخ ارز در جامعه کاسته می‌شود.

در چارچوب شبیه‌سازی انجام شده در این تحقیق، متغیر تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان دارای تاثیر بیشتری در مقایسه با متغیر خطا در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان بر نوسانات نرخ ارز بوده است که این موضوع نیازمند بررسی بیشتر است و باید نتایج تحقیق تحت شرایط تصریح و مقادیر پارامترهای متفاوت نیز مورد ارزیابی قرار گیرد.

با توجه به آنکه در اقتصاد ایران شاهد آن بوده‌ایم که در مقایسه با کشورهای پیشرفته دنیا، انتشار اطلاعات اقتصاد کلان با تاخیر بسیار بیشتری همراه است، می‌توان انتظار داشت که این تاخیر بیشتر باعث افزایش نوسانات نرخ ارز شده است. این موضوع به خصوص در دوره‌های رکود اقتصادی از اهمیت بیشتری برخوردار است؛ چراکه سیاست‌گذاران کشور بنا به دلایل سیاسی، معمولاً انگیزه دارند که از انتشار به موقع اطلاعات اقتصاد کلان جامعه خودداری کنند که این موضوع در دوره ۱۰ ساله گذشته به وضوح مشاهده شده است.

با توجه به نتایج این تحقیق، توصیه می‌شود که برای جلوگیری از نوسان نرخ ارز، اطلاعات اقتصاد کلان جامعه با شتاب بیشتری منتشر شود تا با کاسته شدن از نااطمینانی فعالان اقتصادی در مورد شرایط اقتصاد کلان جامعه از نوسان شدید نرخ ارز جلوگیری شود. همچنین افزایش کیفیت اطلاعات اعلامی (بر مبنای خطای در اعلام اطلاعات) نیز می‌تواند باعث کاهش نوسان نرخ ارز در جامعه شود که البته نتایج این تحقیق در خصوص متغیر خطای انتشار اطلاعات اقتصاد کلان به نتیجه‌گیری قطعی منجر نشد و لازم است که این موضوع در تحقیقات آتی مورد بررسی بیشتر قرار گیرد.

در حوزه تحقیقات نظر و کاربردی اقتصادی نیز به نظر می‌رسد که چندین مسأله را می‌توان در تحقیق حاضر بسط داد؛ اول آنکه نتایج شبیه‌سازی در این تحقیق به ازای یک حالت خاص از تصریح مدل و تحت مقادیر مشخصی از پارامترهای اقتصاد کلان جامعه به دست آمد و لازم است مشخص شود که آیا تغییر در نحوه تصریح و پارامترهای بنیادین اقتصاد کلان دارای تاثیری بر نتایج به دست آمده است یا خیر. موضوع دومی که می‌توان به بررسی آن پرداخت، مسأله دقت اطلاعات شخصی افراد است؛ بدین معنا که اگر افراد جامعه بتوانند با استفاده از اطلاعات شخصی خود، برآورد

۳۴ فصلنامه علمی پژوهشنامه اقتصادی، سال بیستم، شماره ۷۶، بهار ۱۳۹۹

بهتری در مورد وضعیت اقتصاد کلان جامعه به دست آورند، نوسان نرخ ارز به چه صورت خواهد بود. در همین زمینه، مسأله سوم نیز آن است که اگر افراد جامعه بتوانند با درجات دقت متفاوت، وضعیت اقتصاد کلان جامعه را از طریق اطلاعات شخصی خود برآورد کنند (یا آنکه افراد اقدام به خرید اطلاعات در مورد وضعیت اقتصاد کلان جامعه کنند)، در این شرایط، تاثیر کیفیت و شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان جامعه بر نوسانات نرخ ارز به چه صورت خواهد بود.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست: اثبات روابط ۲۲ تا ۲۷

- اثبات روابط (۲۶) و (۲۷)

برای آنکه بتوانیم رابطه (۲۶) و (۲۷) را اثبات کنیم، برقراری رابطه (۲۲) تا (۲۵) را بدون اثبات آن‌ها پذیرفته و این معادلات را اثبات می‌کنیم. در مراحل بعد، به ترتیب رابطه (۲۵) و روابط (۲۲) تا (۲۴) را اثبات خواهیم کرد. با در نظر گرفتن این نکته، بر اساس رابطه (۹) در مورد تقاضای کل سرمایه‌گذاران برای دارایی‌های ارزی رابطه (پ-۱) را داریم:

$$\begin{aligned} \alpha_t &= \alpha_s (\bar{E}_t^n s_{t+1} - s_t + \hat{r}_t - r_t) + h_t \\ &= \alpha_s \delta_t + \alpha_s (\bar{E}_t^n \Lambda_s \Phi^D Z_{t+1} - E_t^D \Lambda_s \Phi^D Z_{t+1}) + h_t \quad (\text{پ-۱}) \\ &= \alpha_s \delta_t + \alpha_s \Lambda_s \Phi^D (\bar{E}_t^n - E_t^D) Z_{t+1} + h_t \end{aligned}$$

در حل معادلات فوق، از روابط  $\delta_t = E_t^D s_{t+1} - s_t + \hat{r}_t - r_t$ ، همچنین از آنجایی که  $h_t = \alpha_z Z_t$  بوده و خود متغیر  $Z_t$  نیز بر اساس رابطه  $Z_t = \Lambda_z Z_t$  به دست می‌آید، رابطه (پ-۱) به صورت رابطه (پ-۲) درمی‌آید.

$$\alpha_t = \alpha_s \delta_t + \alpha_s \Lambda_s \Phi^D (\bar{E}_t^n - E_t^D) Z_{t+1} + \alpha_z \Lambda_z Z_t \quad (\text{پ-۲})$$

با توجه به رابطه  $Z_{t+1} = AZ_t + Bu_{t+1}$ ، می‌دانیم که  $\bar{E}_t^n Z_{t+1} = A \bar{E}_t^n Z_t$  خواهد بود که اگر این موارد را در رابطه (پ-۲) جایگزین کنیم، رابطه (پ-۳) را خواهیم داشت.

$$\alpha_t = \alpha_s \delta_t + \alpha_s \Lambda_s \Phi^D A (\bar{E}_t^n - E_t^D) Z_t + \alpha_z \Lambda_z Z_t \quad (\text{پ-۳})$$

در معادله بالا، تنها چیزی که محاسبه آن به شکل ماتریسی باقی مانده است، متغیر جبران ریسک  $\delta_t$  است. برای محاسبه این متغیر نیز باید خاطر نشان سازیم که بر اساس روابط (۳) و (۹) در مورد تسهیم ریسک و تسویه بازار ارز، مقدار  $E_t^D \alpha_t$  برابر یک عدد ثابت شد که ما

آن را برابر با صفر فرض کردیم. در ترکیب این شرط با رابطه (پ-۱) در مورد تقاضای کل ارزش سرمایه گذاران، رابطه (پ-۴) را خواهیم داشت.

$$E_t^D \alpha_t = E_t^D [\alpha_s \delta_t + \alpha_s \Lambda_s \Phi^D A (\bar{E}_t^n - E_t^D) Z_t + \alpha_z \Lambda_z Z_t] = 0 \quad (\text{پ-۴})$$

$$\Rightarrow \delta_t = -\Lambda_s \Phi^D A E_t^D (\bar{E}_t^n - E_t^D) Z_t - \frac{\alpha_z}{\alpha_s} \Lambda_z E_t^D Z_t = -\Lambda_\delta E_t^D Z_t$$

که در آن،  $\Lambda_\delta = \Lambda_s \Phi^D A (\Phi^N - \Phi^D) + \frac{\alpha_z}{\alpha_s} \Lambda_z$  می باشد. با جایگذاری رابطه مربوط به متغیر جریان ریسک در تابع تقاضای ارزش سرمایه گذاران، رابطه (پ-۵) را داریم.

$$\alpha_t = \alpha_s \Lambda_\delta (Z_t - E_t^D Z_t) \quad (\text{پ-۵})$$

با محاسبات فوق، می توانیم ببینیم که رابطه (۲۶) به طور کامل اثبات شده است و در نتیجه، با داشتن معادله مربوط به نگهداری دارایی ارزی توسط سرمایه گذاران، رابطه مربوط به خالص سفارش ارزش سرمایه گذاران در معادله شماره (۲۷) که برابر با تغییر نگهداری ارزش توسط آن‌ها در دو دوره متوالی است نیز خودبخود به دست می آید.

### اثبات رابطه (۲۵)

با داشتن رابطه مربوط به متغیر تقاضای کل دارایی های ارزی  $\alpha_t$  و متغیر جریان ریسک  $\delta_t$  بر اساس اثبات روابط (۲۶) و (۲۷)، می توانیم یک گام دیگر به جلو برداشته و رابطه (۲۵) در مورد تعیین نرخ ارزش به شکل  $s_t = \Lambda_s E_t^D Z_t$  را نیز اثبات نماییم. برای این منظور، فرم غیرماتریسی معادله نرخ ارزش را یک بار دیگر در اینجا بازنویسی می کنیم:

$$s_t = \frac{1}{1 - \mu^{rr}} [(\hat{r}_t - r_t) + E_t^D \sum_{i=1}^{\infty} f_{t-k+i}] - E_t^D \sum_{i=0}^{\infty} \delta_{t+i}$$

که در رابطه بالا، متغیر  $f_{t-k+i}$  به صورت زیر تعریف می شود:

$$f_{t-k+i} = \mu^{ry} (\hat{y}_{t-k+i} - y_{t-k+i}) + \mu^{rn} (\hat{\pi}_{t-k+i} - \pi_{t-k+i})$$

بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۳۷

برای آنکه بتوانیم فرم غیرماتریسی بالا را به شکل ماتریسی تبدیل کنیم باید به خاطر داشت که بردار متغیرهای وضعیت جامعه در دوره  $t$  در این تحقیق به شکل زیر تعریف شده است:

$$z_t' = [\hat{r}_t - r_t \quad \hat{\pi}_t - \pi_t \quad \hat{y}_t - y_t \quad \hat{t}_t - t_t \quad \dots \quad \hat{r}_{t-k} - r_{t-k} \quad \hat{\pi}_{t-k} - \pi_{t-k} \quad \hat{y}_{t-k} - y_{t-k} \quad \hat{t}_{t-k} - t_{t-k}]$$

در این شرایط، می‌توانیم متغیرهای  $\hat{r}_t - r_t$ ،  $\hat{\pi}_t - \pi_t$ ،  $\hat{y}_t - y_t$  و  $\hat{t}_t - t_t$  را به ترتیب به شکل  $d_1 z_t$ ،  $d_2 z_t$ ،  $d_3 z_t$  و  $d_4 z_t$  نشان دهیم که در بردارهای  $d_1$ ،  $d_2$ ،  $d_3$  و  $d_4$  تنها یکی از عناصر برابر با عدد ۱ بوده و مابقی عناصر صفر هستند. با توجه به این تعاریف، اگر بخواهیم عبارت  $E_t^D \sum_{i=1}^{\infty} f_{t-k+i}$  را محاسبه کنیم به عنوان یک راه‌حل محاسباتی، این حاصل جمع را به دو بخش زمانی از دوره  $t-k+1$  تا  $t$  (که این دوره‌ها فرار سیده و اطلاعات آن به شکل بالقوه در جامعه وجود دارد) و دوره زمانی  $t+1$  تا  $\infty$  (که هنوز فرار نرسیده و اطلاعات آن وجود خارجی پیدا نکرده است) تقسیم می‌کنیم. در مورد دوره زمانی اول رابطه (پ-۶) را داریم:

$$\begin{aligned} E_t^D f_{t-k+1} &= \mu^{r\pi} l_2 E_t^D z_{t-k+1} + \mu^{ry} l_3 E_t^D z_{t-k+1} \\ E_t^D f_{t-k+2} &= \mu^{r\pi} l_2 E_t^D z_{t-k+2} + \mu^{ry} l_3 E_t^D z_{t-k+2} \\ &\dots \\ E_t^D f_t &= \mu^{r\pi} l_2 E_t^D z_t + \mu^{ry} l_3 E_t^D z_t \end{aligned} \quad (\text{پ-۶})$$

از آنجایی که می‌خواهیم متغیرهای بنیادین فوق را با همدیگر جمع نماییم، یک راه‌حل مناسب آن است که ابتدا  $E_t^D \sum_{i=1}^k z_{t-k+i}$  را محاسبه کرده و سپس با ضرب این عبارت در بردارهای  $\mu^{r\pi} l_2$  و  $\mu^{ry} l_3$ ، مقدار  $E_t^D \sum_{i=1}^k f_{t-k+i}$  را محاسبه کنیم. برای این منظور، از عملگر امید ریاضی  $E_t^D$  نیز در ابتدا صرف نظر کرده و  $\sum_{i=1}^k z_{t-k+i}$  را به شکل ماتریسی محاسبه می‌کنیم که در این صورت رابطه (پ-۷) را داریم:

$$\begin{aligned} z_{t-k+1} &= A_z z_{t-k} + B_u u_{t-k+1} \\ &\dots \\ z_t &= A_z^k z_{t-k} + A_z^{k-1} B_u u_{t-k+1} + A_z^{k-2} B_u u_{t-k+2} \\ &\quad + A_z^{k-3} B_u u_{t-k+3} + \dots + A_z B_u u_{t-1} + B_u u_t \end{aligned} \quad (\text{پ-۷})$$

حال با توجه به قضایای مربوط به تصاعد هندسی ماتریس‌ها رابطه (پ-۸) را داریم:

$$\sum_{i=1}^k z_{t-k+i} = (I-A_z)^{-1}(I-A_z^k)A_z z_{t-k} + (I-A_z)^{-1}(I-A_z^k)B_u u_{t-k+1} + (I-A_z)^{-1}(I-A_z^{k-1})B_u u_{t-k+2} + \dots + (A_z+I)B_u u_{t-1} + B_u u_t \quad (\text{پ-۸})$$

با توجه به محاسبات فوق می‌توانیم بگوییم که رابطه  $\sum_{i=1}^k z_{t-k+i} = \Lambda_k Z_t$  برقرار است که در نتیجه آن  $E_t^D \sum_{i=1}^k z_{t-k+i} = \Lambda_k E_t^D Z_t$  خواهد بود. از آنجایی که بر اساس تعاریف بالا، عبارت  $E_t^D \sum_{i=1}^k f_{t-k+i}$  برابر با  $E_t^D \sum_{i=1}^k z_{t-k+i}$  می‌شود با جایگذاری از محاسبات فوق رابطه (پ-۹) را داریم:

$$E_t^D \sum_{i=1}^k f_{t-k+i} = (\mu^{r\pi} I_2 + \mu^{r\gamma} I_3) E_t^D \sum_{i=1}^k z_{t-k+i} = (\mu^{r\pi} I_2 + \mu^{r\gamma} I_3) \Lambda_k E_t^D Z_t = \Lambda_{fk} E_t^D Z_t \quad (\text{پ-۹})$$

لازم است عبارت  $E_t^D \sum_{i=1}^{\infty} f_{t+i}$  را نیز به شکل ماتریسی بازنویسی کنیم که اگر محاسبات لازم را انجام دهیم، رابطه (پ-۱۰) را خواهیم داشت:

$$E_t^D \sum_{i=1}^{\infty} f_{t+i} = (\mu^{r\pi} I_2 + \mu^{r\gamma} I_3) \Lambda_z A (I-A)^{-1} E_t^D Z_t = \Lambda_{ff} A (I-A)^{-1} E_t^D Z_t \quad (\text{پ-۱۰})$$

همچنین با توجه به محاسبات انجام شده برای اثبات رابطه (۲۷)، دیدیم که متغیر جبران ریسک  $\delta_t$  در شکل ماتریسی آن به شکل  $\delta_t = -\Lambda_{\delta} E_t^D Z_t$  نوشته شد. اگر این رابطه را برای دوره‌های آتی نیز بنویسیم، رابطه (پ-۱۱) را داریم:

$$E_t^D \delta_{t+i} = -\Lambda_{\delta} E_t^D Z_{t+i} \quad (\text{پ-۱۱})$$

بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۳۹

از آنجایی که در مورد بردار متغیرهای  $Z_t$  رابطه پویای  $Z_{t+1} = AZ_t + Bu_{t+1}$  برقرار است، رابطه  $E_t^D \delta_{t+i} = -\Lambda_\delta A^i E_t^D Z_t$  نیز برقرار خواهد بود. با توجه به موارد فوق، رابطه (پ-۱۲) را داریم:

$$\begin{aligned} E_t^D \sum_{i=0}^{\infty} \delta_{t+i} &= -\Lambda_\delta E_t^D Z_t - \Lambda_\delta A E_t^D Z_t - \Lambda_\delta A^2 E_t^D Z_t - \dots - \lim_{i \rightarrow \infty} (\Lambda_\delta A^i E_t^D Z_t) \\ E_t^D \sum_{i=0}^{\infty} \delta_{t+i} &= -\Lambda_\delta (I + A + A^2 + A^3 + \dots + \lim_{i \rightarrow \infty} A^i) E_t^D Z_t \quad (\text{پ-۱۲}) \\ &= -\Lambda_\delta (I - A)^{-1} E_t^D Z_t \end{aligned}$$

تنها عبارتی که در معادله نرخ ارز  $s_t = \frac{1}{1-\mu^{rr}} [(\hat{r}_t - r_t) + E_t^D \sum_{i=1}^{\infty} f_{t-k+i}] - E_t^D \sum_{i=0}^{\infty} \delta_{t+i}$  به شکل ماتریسی در نیامده است،  $(\hat{r}_t - r_t)$  است که این عبارت نیز به راحتی به صورت (پ-۱۳) قابل محاسبه است.

$$(\hat{r}_t - r_t) = l_1 Z_t = l_1 \Lambda_Z Z_t = \Lambda_r Z_t \quad (\text{پ-۱۳})$$

با توجه به آنکه متغیرهای نرخ بهره بدون هیچ تاخیری توسط فعالان اقتصادی در جامعه مشاهده می‌شوند، بنابراین می‌توان گفت که  $\{\hat{r}_t, r_t\} \in \Omega_t^D$  بوده و به همین دلیل، رابطه  $\Lambda_r Z_t = \Lambda_r E_t^D Z_t$  برقرار است. با جایگذاری تمام محاسبات انجام شده در معادله نرخ ارز  $s_t = \frac{1}{1-\mu^{rr}} [(\hat{r}_t - r_t) + E_t^D \sum_{i=1}^{\infty} f_{t-k+i}] - E_t^D \sum_{i=0}^{\infty} \delta_{t+i}$  در این تحقیق به صورت (پ-۱۴) خواهد بود:

$$s_t = \left[ \frac{1}{1-\mu^{rr}} (\Lambda_r + \Lambda_{fk}) + \left( \frac{1}{1-\mu^{rr}} \Lambda_{ff} A + \Lambda_\delta \right) (I - A)^{-1} \right] E_t^D Z_t = \Lambda_s E_t^D Z_t \quad (\text{پ-۱۴})$$

با دستیابی به رابطه (پ-۱۴) می‌توان دید که رابطه (۲۵) نیز به طور کامل اثبات شده است.

### اثبات روابط (۲۲) تا (۲۴)

پس از آنکه روابط (۲۵) تا (۲۷) را در بخش‌های قبل اثبات کردیم، در نهایت لازم است که روابط (۲۲) تا (۲۴) نیز اثبات شود. برای این منظور، لازم است جریان دریافت اطلاعات در مورد وضعیت اقتصاد کلان توسط سرمایه‌گذاران و واسطه‌ها را بیان کنیم و سپس با استفاده از فیلتر کالمن، نحوه ارتباط میان اطلاعات مشاهده شده و بردار متغیرهای  $Z_t$  را بیان کنیم. برای این منظور، ابتدا معادلات مربوط به انتظارات واسطه‌ها را به دست می‌آوریم. در مورد واسطه‌ها، می‌دانیم که مجموعه اطلاعاتی آن‌ها در هر دوره زمانی به شکل  $\Omega_t^D = \{z_t^o, z_{t-k}, \chi_t, \Omega_{t-1}^D\}$  به‌روزرسانی می‌شود که در آن،  $z_t^o$  نشان‌دهنده آن دسته از متغیرهای اقتصادی است که به شکل آنی و بدون هیچ تاخیری در اقتصاد مشاهده می‌شود و این مجموعه از متغیرها در مدل معرفی شده در این تحقیق تنها شامل متغیر تفاوت نرخ بهره میان دو کشور  $(\hat{r}_t - r_t)$  می‌شود و همان‌طور که در قبل نشان دادیم، این متغیر را می‌توان به شکل  $(\hat{r}_t - r_t) = I_1 z_t = I_1 \Lambda_z Z_t = \Lambda_r Z_t$  نمایش داد. همچنین بردار متغیرهای  $Z_{t-k}$  نیز خود به عنوان جزئی از بردار  $Z_t$  شناخته شده است که می‌توان آن را به شکل زیر نشان داد:

$$z_{t-k} = [0 \quad 0 \quad \dots \quad 0 \quad I] [u_t \quad u_t \quad \dots \quad u_t \quad z_{t-k}]'$$

همان‌طور که در رابطه (۲۷) مشاهده کردیم، متغیر  $\chi_t$  به شکل زیر قابل محاسبه است:

$$\chi_t = \alpha_s \Lambda_\delta (Z_{t-1} - E_{t-1}^D Z_{t-1}) - \alpha_s \Lambda_\delta (Z_{t-2} - E_{t-2}^D Z_{t-2})$$

با توجه به رابطه فوق، می‌توان گفت که متغیر  $\chi_t$  یک تابع خطی از  $Z_{t-1} - E_{t-1}^D Z_{t-1}$  و  $Z_{t-2} - E_{t-2}^D Z_{t-2}$  است که این بردارهای خطای برآورد به شکل ترکیبات خطی از دو مجموعه  $\{u_{t-1}, \dots, u_{t-k}\}$  و  $\{u_{t-2}, \dots, u_{t-k-1}\}$  قابل بیان هستند که تمام این اجزا نیز در بردار  $Z_t$  وجود دارند. به همین دلیل می‌توان گفت که متغیر خالص سفارش مشتریان  $\chi_t$  به شکل  $\Lambda_\chi Z_t$  قابل بیان است که نحوه محاسبه ماتریس  $\Lambda_\chi$  در ادامه توضیح داده خواهد شد. با توجه به این موارد می‌توانیم بگوییم که جریان اطلاعات جدید برای واسطه‌ها در ابتدای دوره  $t$  به صورت (پ-۱۵) خواهد بود:



$$Z_t^D \equiv \begin{bmatrix} z_t^0 \\ z_{t-k} \\ \chi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} & & \Lambda_r & & \\ 0 & 0 & \dots & 0 & I \\ & & \Lambda_\chi & & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t \\ u_{t-1} \\ \vdots \\ u_{t-k-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} \quad (پ-۱۵)$$

که به طور خلاصه به شکل  $Z_t^D = O^D Z_t$  قابل نمایش است. از سوی دیگر، در مورد سرمایه گذاران باید گفت که مجموعه اطلاعاتی هر یک از آن‌ها در هر دوره زمانی به شکل  $\Omega_t^n = \{z_t^0, z_{t-k}, s_t, z_t^n, \Omega_{t-1}^n\}$  است. نحوه محاسبه دو بردار  $z_t^0$  و  $z_{t-k}$  در بخش قبل توضیح داده شد. همچنین دیدیم که متغیر  $s_t$  نیز به شکل  $s_t = \Lambda_s E^D Z_t$  قابل بیان است. به علاوه، متغیر  $z_t^n$  نیز به شکل  $z_t^n = A_n z_t + v_t^n$  تعریف شده است. با کنار هم گذاشتن این موارد، جریان اطلاعات جدید در هر دوره زمانی برای هر کدام از سرمایه گذاران  $n$  به صورت (پ-۱۶) قابل نمایش است:

$$Z_t^n \equiv \begin{bmatrix} z_t^0 \\ z_{t-k} \\ s_t \\ z_t^n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} & & \Lambda_r & & \\ 0 & 0 & \dots & 0 & I \\ & & \Lambda_s \Phi^D & & \\ & & A_n \Lambda_z & & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t \\ u_{t-1} \\ \vdots \\ u_{t-k-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ I \end{bmatrix} v_t^n \quad (پ-۱۶)$$

که می توان آن را به طور خلاصه به شکل  $Z_t^n = O^N Z_t + D^N v_t$  نشان داد. حال لازم است که به بیان این موضوع پردازیم که هر کدام از واسطه‌ها و سرمایه گذاران با داشتن بردار مشاهدات مربوط به خود، چگونه به تخمین بردار متغیرهای  $Z_t$  می پردازند که برای این منظور، از فیلتر کالمن به عنوان روش مورد استفاده برای تخمین بردار متغیرهای  $Z_t$  توسط واسطه‌ها و سرمایه گذاران استفاده می شود. برای آنکه بتوانیم از این فیلتر برای محاسبه انتظارات واسطه‌ها و سرمایه گذاران استفاده کنیم، معادله گذار و معادلات مشاهده مربوط به واسطه‌ها و سرمایه گذاران را در اینجا بازنویسی می کنیم.

الف- معادله گذار:

$$Z_t = \begin{bmatrix} u_t \\ u_{t-1} \\ \dots \\ u_{t-k+1} \\ u_{t-k} \\ u_{t-k-1} \\ z_{t-k} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & B_u & 0 & 0 & A_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{t-1} \\ u_{t-2} \\ \vdots \\ u_{t-k} \\ u_{t-k-1} \\ u_{t-k-2} \\ z_{t-k-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} u_t$$

به فرم خلاصه شده  $Z_t = AZ_{t-1} + Bu_t$

ب- معادله مشاهدات واسطه‌ها:

$$Z_t^D \equiv \begin{bmatrix} z_t^o \\ z_{t-k} \\ \chi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \Lambda_r & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \Lambda_\chi & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t \\ u_{t-1} \\ \vdots \\ u_{t-k-1} \\ z_{t-k} \end{bmatrix}$$

به فرم خلاصه شده:  $Z_t^D = O^D Z_t$

ج- معادله مشاهدات سرمایه‌گذاران:

$$Z_t^n \equiv \begin{bmatrix} z_t^o \\ z_{t-k} \\ s_t \\ z_t^n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \Lambda_r & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \Lambda_s \Phi^D & 0 \\ 0 & 0 & A_n \Lambda_z & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t \\ u_{t-1} \\ \vdots \\ u_{t-k-1} \\ z_{t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix} v_t^n$$

به فرم خلاصه شده:  $Z_t^n = O^N Z_t + D^N v_t^n$

### بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۴۳

با مقایسه معادلات بالا با معادلات گذار و مشاهده کلی زیر:

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + c_t + R_t \eta_t, t = 1, \dots, T$$

$$y_t = O_t \alpha_t + d_t + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T$$

می توان دید که معادلات مربوط به پیش بینی و بروزرسانی انتظارات واسطه ها و سرمایه گذاران به شرح زیر خواهد بود:

#### - پیش بینی و بروزرسانی انتظارات واسطه ها

با توجه به ساختار سیستم معادلات گذار و مشاهده در مورد واسطه ها، معادلات پیش بینی انتظارات این فعالان اقتصادی با توجه به فیلتر کالمن به صورت (پ-۱۷) خواهد بود:

$$E_{t-1}^D Z_t = A E_{t-1}^D Z_{t-1} \quad (\text{پ-۱۷})$$

$$E_{t-1}^D \Sigma_t^Z = A E_{t-1}^D \Sigma_{t-1}^Z A' + B \Sigma^u B'$$

همچنین معادله بروزرسانی انتظارات واسطه ها نیز به صورت (پ-۱۸) خواهد بود:

$$E_t^D Z_t = E_{t-1}^D Z_t + g_t^D (Z_t^D - O^D E_{t-1}^D Z_t)$$

$$E_t^D \Sigma_t^Z = E_{t-1}^D \Sigma_t^Z - g_t^D O^D E_{t-1}^D \Sigma_t^Z \quad (\text{پ-۱۸})$$

در معادلات بالا، عبارت  $\Sigma^u$  نشان دهنده ماتریس واریانس-کوواریانس بردار جزء اختلال  $u_t$  بوده که با توجه به همگن زمانی بودن مدل، در طول زمان تغییر نمی کند و به طور مشابه، عبارت  $\Sigma_t^Z$  نیز نشان دهنده ماتریس واریانس-کوواریانس بردار متغیرهای وضعیت  $Z_t$  می باشد که البته در این مورد، دلیل خاصی برای ثابت بودن آن وجود ندارد و به همین دلیل با اندیس زمانی  $t$  یا  $t-1$  (حسب مورد) نشان داده شده است. با این وجود، می توان نشان داد که بر اساس قضایای مربوطه<sup>۱</sup>، در صورتی که ماتریس گذار  $A$  دارای ریشه مشخصه های با طول کوچکتر از ۱ بوده و ماتریس واریانس-کوواریانس  $E_0^D \Sigma_1^Z$  به شکل مثبت نیمه

معین باشد، در این صورت  $\lim_{t \rightarrow \infty} E_t^D \Sigma_{t+1}^Z = \Sigma^D$  شده و مقدار  $\Sigma^D$  نیز مستقل از  $E_0^D \Sigma_1^Z$  بوده و همگرایی به سمت  $\Sigma^D$  نیز سریع خواهد بود.

از آنجایی که با توجه به فروض مربوط به پایداری مدل، ریشه مشخصه‌های ماتریس گذار  $A$  دارای طول کمتر از واحد در نظر گرفته شدند، به همین دلیل در این تحقیق، ماتریس واریانس کوواریانس  $E_t^D \Sigma_{t+1}^Z$  برابر مقدار ثابت  $\Sigma^D$  در نظر گرفته می‌شود که مقدار آن با توجه به رابطه (پ-۱۹) تعیین می‌شود:

$$\Sigma^D = A((I - \Sigma^D O^D (O^D \Sigma^D O^D)^{-1} O^D) \Sigma^D) A' + B \Sigma^u B' \quad (\text{پ-۱۹})$$

با در نظر گرفتن موارد فوق، معادله ریکاتی مربوط به انتظارات واسطه‌ها از بردار متغیرهای وضعیت  $Z_t$  به شرح (پ-۲۰) خواهد بود:

$$E_t^D Z_t = A E_{t-1}^D Z_{t-1} + \Sigma^D O^D (O^D \Sigma^D O^D)^{-1} (Z_t^D - O^D A E_{t-1}^D Z_{t-1}) \quad (\text{پ-۲۰})$$

از آنجایی بر اساس معادلات سیستم، مقدار  $Z_t^D$  برابر با  $O^D Z_t$  بوده و بردار وضعیت  $Z_t$  نیز بر اساس رابطه پویای  $Z_t = A Z_{t-1} + B u_t$  تعیین می‌شود، اگر در معادله بالا به جای بردار متغیرهای  $Z_t^D$  عبارت معادل آن یعنی  $O^D (A Z_{t-1} + B u_t)$  را جایگزین نماییم، در این شرایط معادله ریکاتی فوق به شکل (پ-۲۱) در می‌آید:

$$E_t^D Z_t = A E_{t-1}^D Z_{t-1} + g^D O^D A (Z_{t-1} - E_{t-1}^D Z_{t-1}) + g^D O^D B u_t \quad (\text{پ-۲۱})$$

برای آنکه بتوانیم عبارت  $E_t^D Z_t = \Phi^D Z_t$  را از معادله ریکاتی فوق استخراج نماییم، در ابتدا سعی در ایجاد عبارت  $Z_t - E_t^D Z_t$  می‌کنیم که در این زمینه با توجه به رابطه (پ-۲۱) رابطه (پ-۲۲) را داریم:

$$\begin{aligned} Z_t - E_t^D Z_t &= A Z_{t-1} + B u_t - A E_{t-1}^D Z_{t-1} - g^D O^D A (Z_{t-1} - E_{t-1}^D Z_{t-1}) \\ &\quad - g^D O^D B u_t \\ &= (I - g^D O^D) A (Z_{t-1} - E_{t-1}^D Z_{t-1}) + (I - g^D O^D) B u_t \end{aligned} \quad (\text{پ-۲۲})$$

بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۴۵

به طریق مشابه، اگر عبارت  $Z_{t-1} - E_{t-1}^D Z_{t-1}$  را محاسبه نماییم، این عبارت به صورت (پ-۲۳) خواهد بود:

$$\begin{aligned} Z_{t-1} - E_{t-1}^D Z_{t-1} &= AZ_{t-2} + Bu_{t-1} - AE_{t-2}^D Z_{t-2} - g^D O^D A(Z_{t-2} \\ &\quad - E_{t-2}^D Z_{t-2}) - g^D O^D Bu_{t-1} \quad (\text{پ-۲۳}) \\ &= (I - g^D O^D)A(Z_{t-2} - E_{t-2}^D Z_{t-2}) + (I \\ &\quad - g^D O^D)Bu_{t-1} \end{aligned}$$

اگر رابطه (پ-۲۳) مربوط به  $Z_{t-1} - E_{t-1}^D Z_{t-1}$  را در معادله شماره (پ-۲۲) مربوط به  $Z_t - E_t^D Z_t$  جایگذاری کنیم، رابطه (پ-۲۴) داریم:

$$\begin{aligned} Z_t - E_t^D Z_t &= [(I - g^D O^D)A]^2 (Z_{t-2} - E_{t-2}^D Z_{t-2}) + [(I - g^D O^D)A]^1 (I \\ &\quad - g^D O^D)Bu_{t-1} + (I - g^D O^D)Bu_t \quad (\text{پ-۲۴}) \end{aligned}$$

با جایگذاری مرحله‌ای عبارت‌های  $Z_{t-i} - E_t^D Z_{t-i}$  در رابطه (پ-۲۴)، در نهایت رابطه (پ-۲۵) را داریم:

$$Z_t - E_t^D Z_t = \sum_{i=0}^{\infty} [(I - g^D O^D)A]^i (I - g^D O^D)Bu_{t-i} \quad (\text{پ-۲۵})$$

از آنجایی که بر اساس فروض مورد استفاده در این مطالعه، کلیه اطلاعات اقتصاد کلان با  $k$  دوره تاخیر اعلام می‌شود، به ازای  $i \geq k$  تمام اجزای عبارت‌های  $(I - g^D O^D)Bu_{t-i}$  برای واسطه‌ها مشخص بوده و در مجموعه اطلاعات مشترک آن‌ها ( $\Omega_t^D$ ) قرار می‌گیرد. با توجه به این موضوع، به ازای  $i \geq k$  عبارت‌های  $u_{t-i}$  تاثیر بر خطای برآورد  $Z_t - E_t^D Z_t$  ندارند و به همین دلیل عبارت‌های  $[(I - g^D O^D)A]^i$  به ازای  $i \geq k$  برابر ماتریس‌های صفر هستند. در این شرایط، معادله  $Z_t - E_t^D Z_t$  به شکل رابطه (پ-۲۶) درمی‌آید:

$$Z_t - E_t^D Z_t = \sum_{i=0}^{k-1} [(I - g^D O^D) A]^i (I - g^D O^D) B u_{t-i} = \sum_{i=0}^{k-1} \Gamma_i u_{t-i} \quad (\text{پ-۲۶})$$

از آنجایی که بردارهای  $\{u_t, u_{t-1}, \dots, u_{t-k+1}\}$  به عنوان بخشی از اجزای بردار وضعیت  $Z_t$  مطرح هستند، رابطه فوق را می‌توان به شکل  $Z_t - E_t^D Z_t = \Theta^D Z_t$  نوشت که با تغییر و جابجایی در این رابطه (پ-۲۷) داریم:

$$E_t^D Z_t = (I - \Theta^D) Z_t = \Phi^D Z_t \quad (\text{پ-۲۷})$$

با دستیابی به این رابطه، رابطه (۲۲) در مورد انتظارات واسطه‌ها ( $E_t^D Z_t = \Phi^D Z_t$ ) اثبات می‌شود و در ادامه این بخش لازم است که به طریق مشابه، روابط (۲۳) و (۲۴) در مورد انتظارات سرمایه‌گذاران نیز اثبات شود.

قبل از آنکه در ادامه این بخش، به اثبات موارد مربوط به انتظارات سرمایه‌گذاران پرداخته شود، لازم است به این موضوع توجه شود که در رابطه (۲۶) و بخش‌هایی از اثبات رابطه (۲۵)، معادله مربوط به خالص سفارش مشتریان را به شکل  $\chi_t = \Lambda_\chi Z_t$  در نظر گرفتیم و این در حالی است که در رابطه (۲۷)، معادله مربوط به خالص سفارش مشتریان به شکل  $\chi_t = \alpha_s \Lambda_\delta (Z_{t-1} - E_{t-1}^D Z_{t-1}) - \alpha_s \Lambda_\delta (Z_{t-2} - E_{t-2}^D Z_{t-2})$  داده شده بود. حال لازم است که طریقه دستیابی به معادله  $\chi_t = \Lambda_\chi Z_t$  توضیح داده شود. همان‌طور که در رابطه (پ-۲۶) دیده می‌شود، عبارت‌های  $Z_{t-1} - E_{t-1}^D Z_{t-1}$  و  $Z_{t-2} - E_{t-2}^D Z_{t-2}$  را می‌توان به شکل رابطه (پ-۲۸) نوشت:

$$\begin{aligned} Z_{t-1} - E_{t-1}^D Z_{t-1} &= \sum_{i=0}^{k-1} [(I - g^D O^D) A]^i (I - g^D O^D) B u_{t-i-1} \\ &= \sum_{i=0}^{k-1} \Gamma_i u_{t-i-1} \end{aligned} \quad (\text{پ-۲۸})$$

بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۴۷

$$\begin{aligned} Z_{t-2} - E_{t-2}^D Z_{t-2} &= \sum_{i=0}^{k-1} [(I - g^D O^D)A]^i (I - g^D O^D) B u_{t-i-2} \\ &= \sum_{i=0}^{k-1} \Gamma_i u_{t-i-2} \end{aligned}$$

در این صورت رابطه (پ-۲۹) را داریم:

$$\begin{aligned} Z_{t-1} - E_{t-1}^D Z_{t-1} &= \Gamma_0 u_{t-1} + \Gamma_1 u_{t-2} + \Gamma_2 u_{t-3} \\ &\quad + \Gamma_3 u_{t-4} + \dots + \Gamma_{k-1} u_{t-k} \quad (\text{پ-۲۹}) \\ Z_{t-2} - E_{t-2}^D Z_{t-2} &= \Gamma_0 u_{t-2} + \Gamma_1 u_{t-3} + \Gamma_2 u_{t-4} + \dots + \Gamma_{k-2} u_{t-k} \\ &\quad + \Gamma_{k-1} u_{t-k-1} \end{aligned}$$

که در این روابط متغیرهای  $\{u_{t-i}\}_{i=1}^{k-1}$  با ضرایب مختلف ظاهر شده‌اند که تمام آن‌ها جزو اجزای بردار وضعیت  $Z_t$  هستند. با توجه به رابطه  $\chi_t = \alpha_s \Lambda_\delta (Z_{t-1} - E_{t-1}^D Z_{t-1}) - \alpha_s \Lambda_\delta (Z_{t-2} - E_{t-2}^D Z_{t-2})$  و جایگذاری عبارت‌های  $Z_{t-2} - E_{t-2}^D Z_{t-2}$  و  $Z_{t-1} - E_{t-1}^D Z_{t-1}$  با در نظر گرفتن روابط بالا، رابطه (پ-۳۰) را داریم:

$$\begin{aligned} \chi_t &= \alpha_s \Lambda_\delta (\sum_{i=0}^{k-1} \Gamma_i u_{t-i-1}) - \alpha_s \Lambda_\delta (\sum_{i=0}^{k-1} \Gamma_i u_{t-i-2}) \\ &= \alpha_s \Lambda_\delta \Gamma_0 u_{t-1} + \alpha_s \Lambda_\delta \sum_{i=1}^{k-1} (\Gamma_i - \Gamma_{i-1}) u_{t-i-1} \quad (\text{پ-۳۰}) \\ &\quad - \alpha_s \Lambda_\delta \Gamma_{k-1} u_{t-k-1} \\ &= \Lambda_\chi Z_t \end{aligned}$$

که با توجه به رابطه فوق، مقدار خالص سفارش مشتریان که در ابتدای هر دوره به اطلاع واسطه‌ها می‌رسد (مربوط به یک دوره قبل)، تابعی خطی از بردار وضعیت  $Z_t$  است.

- پیش بینی و برورسانی انتظارات سرمایه گذاران:

همانند معادلات مربوط به پیش بینی و برورسانی انتظارات واسطه‌ها، معادلات مربوط به پیش بینی و برورسانی انتظارات سرمایه گذاران با توجه به فیلتر کالمن به شکل رابطه (پ-۳۱) خواهد بود:

$$\begin{aligned} E_{t-1}^n Z_t &= AE_{t-1}^n Z_{t-1} \\ E_{t-1}^n \Sigma_t^Z &= AE_{t-1}^n \Sigma_{t-1}^Z A' + B \Sigma^u B' \\ E_t^n Z_t &= E_{t-1}^n Z_t + g_t^N (Z_t^n - O^N E_{t-1}^n Z_t) \\ E_t^n \Sigma_t^Z &= E_{t-1}^n \Sigma_t^Z - g_t^N O^N E_{t-1}^n \Sigma_t^Z \end{aligned} \quad (\text{پ-۳۱})$$

مشابه تحلیل مربوط به انتظارات واسطه‌ها، از آنجایی که با توجه به فروض مربوط به پایداری مدل، ریشه مشخصه‌های ماتریس گذار  $A$  دارای طول کمتر از واحد در نظر گرفته شدند، به همین دلیل در این تحقیق، ماتریس وارینانس کوواریانس  $E_t^n \Sigma_{t+1}^Z$  برابر مقدار ثابت  $\Sigma^N$  در نظر گرفته می‌شود که مقدار آن با توجه به رابطه (پ-۳۲) تعیین می‌شود:

$$\Sigma^N = A((I - \Sigma^N O^N (O^N \Sigma^N O^N + D^N \Sigma^u D^N)^{-1} O^N) \Sigma^N) A' + B \Sigma^u B' \quad (\text{پ-۳۲})$$

با در نظر گرفتن موارد فوق، معادله ریکاتی مربوط به انتظارات هر کدام از سرمایه گذاران در مورد بردار متغیرهای وضعیت  $Z_t$  به شرح رابطه (پ-۳۳) خواهد بود:

$$E_t^n Z_t = AE_{t-1}^n Z_{t-1} + \Sigma^N O^N (O^N \Sigma^N O^N + D^N \Sigma^u D^N)^{-1} (Z_t^n - O^N AE_{t-1}^n Z_{t-1}) \quad (\text{پ-۳۳})$$

از آنجایی که بردار مشاهدات  $Z_t^n$  برابر با  $O^N Z_t + D^N v_t^n$  بوده و بردار وضعیت  $Z_t$  نیز براساس رابطه پویای  $Z_t = AZ_{t-1} + Bu_t$  تعیین می‌شود، اگر در معادله بالا به جای بردار متغیرهای  $Z_t^n$  عبارت معادل آن؛ یعنی  $O^D (AZ_{t-1} + Bu_t) + D^N v_t^n$  را جایگزین نماییم، در این شرایط معادله ریکاتی فوق به شکل رابطه (پ-۳۴) در می‌آید:



بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۴۹

$$E_t^n Z_t = AE_{t-1}^n Z_{t-1} + g^N O^N A(Z_{t-1} - E_{t-1}^n Z_{t-1}) + g^N O^N Bu_t + g^N D^N v_t^n \quad (پ-۳۴)$$

در ادامه، مشابه تحلیل انجام شده در مورد واسطه‌ها، عبارت  $Z_t - E_t^n Z_t$  را ایجاد می‌کنیم در این زمینه رابطه (پ-۳۵) را داریم:

$$\begin{aligned} Z_t - E_t^n Z_t &= AZ_{t-1} + Bu_t - AE_{t-1}^n Z_{t-1} - g^N O^N A(Z_{t-1} \\ &\quad - E_{t-1}^n Z_{t-1}) - g^N O^N Bu_t - g^N D^N v_t^n \quad (پ-۳۵) \\ &= (I - g^N O^N)A(Z_{t-1} - E_{t-1}^n Z_{t-1}) + (I \\ &\quad - g^N O^N)Bu_t - g^N D^N v_t^n \end{aligned}$$

به طریق مشابه، اگر عبارت  $Z_{t-1} - E_{t-1}^n Z_{t-1}$  را محاسبه کنیم، این عبارت به شکل رابطه (پ-۳۶) خواهد بود:

$$\begin{aligned} Z_{t-1} - E_{t-1}^n Z_{t-1} &= AZ_{t-2} + Bu_{t-1} - AE_{t-2}^n Z_{t-2} - g^N O^N A(Z_{t-2} \\ &\quad - E_{t-2}^n Z_{t-2}) - g^N O^N Bu_{t-1} - g^N D^N v_{t-1}^n \quad (پ-۳۶) \\ &= (I - g^N O^N)A(Z_{t-2} - E_{t-2}^n Z_{t-2}) + (I \\ &\quad - g^N O^N)Bu_{t-1} - g^N D^N v_{t-1}^n \end{aligned}$$

اگر رابطه (پ-۳۶) مربوط به  $Z_{t-1} - E_{t-1}^n Z_{t-1}$  را در معادله شماره (پ-۳۵) مربوط به  $Z_t - E_t^n Z_t$  جایگذاری کنیم، رابطه (پ-۳۷) را داریم:

$$\begin{aligned} Z_t - E_t^n Z_t &= [(I - g^N O^N)A]^2(Z_{t-2} - E_{t-2}^n Z_{t-2}) + [(I - g^N O^N)A]^1[(I \\ &\quad - g^N O^N)Bu_{t-1} - g^N D^N v_{t-1}^n] + (I - g^N O^N)Bu_t - g^N D^N v_t^n \quad (پ-۳۷) \end{aligned}$$

با جایگذاری مرحله‌ای عبارت‌های  $Z_{t-i} - E_t^n Z_{t-i}$  در رابطه (پ-۳۷)، در نهایت رابطه (پ-۳۸) را داریم:

$$Z_t - E_t^n Z_t = \sum_{i=0}^{\infty} [(I - g^N O^N)A]^i [(I - g^N O^N)Bu_{t-i} - g^N D^N v_{t-i}^n] \quad (\text{پ-۳۸})$$

یک نکته که در محاسبات بالا باید به آن توجه شود آن است که تمام سرمایه گذاران  $n \in [0, 1]$  با مقدار یکسانی از ماتریس های  $D^N, O^N, \Sigma^v$  و  $\Sigma^N$  مواجه هستند و به همین دلیل، ماتریس عایدی  $g^N$  برای آن‌ها یکسان در نظر گرفته شد. با توجه به این موضوع، تنها مقادیر شوک های فردی سرمایه گذاران (یعنی  $\{v_{t-i}^n\}$ ) است که باعث ایجاد تفاوت در خطای تخمین  $Z_t - E_t^n Z_t$  در میان آن‌ها می شود.

به طور مشابه با تحلیل انجام شده در زمینه واسطه ها از آنجایی که کلیه اطلاعات اقتصاد کلان با  $k$  دوره تاخیر اعلام می شود به ازای  $i \geq k$  تمام اجزای عبارت های  $(I - g^N O^N)Bu_{t-i}$  برای سرمایه گذاران مشخص بوده و در مجموعه اطلاعات آن‌ها  $(\Omega_t^n)$  قرار می گیرد، به ازای  $i \geq k$ ، عبارت های  $u_{t-i}$  تاثیری بر خطای برآورد  $Z_t - E_t^n Z_t$  ندارند و به همین دلیل عبارت های  $[I - g^D O^D]A^i$  به ازای  $i \geq k$  برابر ماتریس های صفر هستند. همچنین متغیرهای شوک فردی  $v_{t-i}^n$  نیز به ازای  $i \geq k$  تاثیری بر برآورد متغیرهای کلان ندارند؛ چرا که اطلاعات مربوط به  $k$  دوره قبل به طور رسمی از سوی مقامات پولی کشورها اعلام شده است. در این شرایط، معادله  $Z_t - E_t^n Z_t$  به شکل رابطه (پ-۳۹) درمی آید.

$$\begin{aligned} Z_t - E_t^n Z_t &= \sum_{i=0}^{k-1} [(I - g^N O^N)A]^i (I - g^N O^N)Bu_{t-i} \\ &\quad - \sum_{i=0}^{k-1} [(I - g^N O^N)A]^i g^N O^N v_{t-i}^n \end{aligned} \quad (\text{پ-۳۹})$$

از آنجایی که بردارهای  $\{u_t, u_{t-1}, \dots, u_{t-k+1}\}$  به عنوان بخشی از اجزای بردار وضعیت  $Z_t$  مطرح هستند، معادله فوق را می توان به شکل رابطه (پ-۴۰) نوشت:

بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۵۱

$$Z_t - E_t^n Z_t = \Theta^N Z_t - \sum_{i=0}^{k-1} [(I - g^N O^N) A]^i g^N O^N v_{t-i}^n \quad (\text{پ-۴۰})$$

با جابجایی بخش‌های این رابطه، رابطه (پ-۴۱) را داریم:

$$E_t^n Z_t = \Phi^N Z_t + \sum_{i=0}^{k-1} \Psi_i v_{t-i}^n \quad (\text{پ-۴۱})$$

که در آن،  $\Phi^N = I - \Theta^N$  و  $\Psi_i = [(I - g^N O^N) A]^i g^N O^N$  است. با دستیابی به عبارت بالا، رابطه (۲۳) نیز اثبات شده و اگر از این معادله، امید ریاضی گرفته شود، رابطه (۲۴) نیز اثبات خواهد شد. بدین ترتیب تمام روابط (۲۲) تا (۲۷) در این پیوست اثبات شدند



## منابع

### الف - فارسی

ابونوری، اسمعیل و خانعلی پور، امیر (۱۳۸۸)، «اثر اخبار بر نوسانات نرخ ارز در ایران: کاربردی از خانواده ARCH»، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵۰، صص ۱۰۱-۱۲۰.

پورزمانی، زهرا و قمری، مونا (۱۳۹۳)، «ارتباط بین کیفیت گزارشگری مالی و سرعت تعدیل قیمت سهام»، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، سال ششم، شماره ۲۱، صص ۹۱-۱۱۶.

تقوی، مهدی و محمدی، مرتضی (۱۳۹۰)، «بررسی عوامل مؤثر بر نرخ ارز و تراز پرداخت‌ها در اقتصاد ایران (یک رهیافت پولی)»، فصلنامه اقتصاد مقداری، دوره ۸، شماره ۱، صص ۵۱-۷۲.

حسینی، محمد و بشیر حسینی، سید محمد (۱۳۸۹)، «بررسی رابطه سطح افشاء اطلاعات حسابداری و نوسانات قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، پژوهشنامه اقتصاد کسب و کار، دوره ۱، شماره ۲، صص ۷۵-۸۴.

درگاهی، حسن و گچلو، جعفر (۱۳۸۰)، «بررسی رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ حقیقی ارز در اقتصاد ایران (با استفاده از روش همگرایی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی)»، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، دوره ۶، شماره ۲۱، صص ۲۱-۶۰.

رضازاده، علی (۱۳۹۵)، «بررسی تاثیر شوک‌های نفتی بر نرخ ارز در ایران: رهیافت غیرخطی مارکوف - سوئیچینگ»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیست و چهارم، شماره ۷۹، صص ۱۲۳-۱۴۴.

فروغی، داریوش، امیری، هادی و میرزایی، منوچهر (۱۳۹۰)، «تاثیر شفاف نبودن اطلاعات مالی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، پژوهش‌های حسابداری مالی، سال سوم، شماره ۱۰، صص ۱۵-۴۰.

محمدزاده، پرویز، اصغرپور، حسین، بهشتی، محمدباقر و رضازاده، علی (۱۳۹۰)، «بررسی مدل پولی تعیین نرخ ارز در کشورهای منطقه MENA: رویکرد هم‌انباشتگی تابلویی»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال شانزدهم، شماره ۴۹، صص ۱۵۱-۱۷۵.

### بررسی تاثیر شفافیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ... ۵۳

همتی، مریم، پدرام، مهدی و توکل‌یان، حسین (۱۳۹۵)، «نقش اطلاعات چسبیده در پویایی‌های تورم در اقتصاد ایران»، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال شانزدهم، شماره ۶۰، صص ۱۰۷-۱۵۱.

### ب- انگلیسی

- Amblard, F., Miguel, F. J., Blanchet, A., & Gaudou, B. (eds.) (2015). *Advances in Artificial Economics*, Springer International Publishing
- Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X. and Vega, C. (2003). "Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange". *American Economic Review*, 93(1). 38-62.
- Chen, B., Liu, S. & Zhang, Q. (2016). "Can Public Information Promote Market Stability?". *Economic Letters*, 143, 103-106.
- Ehrmann, M. & Fratzscher, M. (2005). "Exchange Rates and Fundamentals: New Evidence from Real-Time Data". *Journal of International Money and Finance*, 24, 317-341.
- Evans, M.D.D, (2010). "Order Flows and the Exchange Rate Disconnect Puzzle". *Journal of International Economics*, 80, 58-71
- Evans, M.D.D, (2011). *Exchange-Rate Dynamics*, Princeton University Press
- Evans, M.D.D & Lyons, R.K., (2002). "Order Flow and Exchange Rate Dynamics". *Journal of Political Economy*, 110, 170-180.
- Evans, M.D.D & Lyons, R.K., (2008). "How is Macro News Transmitted to Exchange Rates?". *Journal of Financial Economics*, 88, 26-50.
- Hellwig, C. (2005). "Heterogeneous Information and the Welfare Effects of Public Information Disclosures". UCLA Economics Online Papers, No. 283, October 2005.
- King, M.R., Osler, C. & Rime, D., (2012). "Foreign Exchange Market Structure, Players, and Evolution". in James, J., Marsh, I. & Sarno, L. eds, *Handbook of Exchange Rates*, Wiley
- Laakkonen, H. & Lanne, M. (2010). "Asymmetric News Effects on Exchange Rate Volatility: Good vs. Bad News in Good vs. Bad Times". *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 14(1). 1-37.
- Laakkonen, H. & Lanne, M. (2013). "The Relevance of Accuracy for the Impact of Macroeconomic News on Exchange Rate Volatility". *International Journal of Finance and Economics*, 18, 339-351.
- Lyons, R.K. (2001). "The Microstructure Approach to Exchange Rates". Cambridge, MIT Press.

- O'Hara, M. (1995). "Market Microstructure Theory". Cambridge, Blackwell.
- Rime, D., Sarno, C. & Sojli, E., (2010). "Exchange Rate Forecasting, Order Flow and Macroeconomic Information". *Journal of International Economics*, 80, 72-88.
- Zhang, G., Marsh, I. & MacDonald, R. (2016). "A Hybrid Approach to Exchange Rates: How Do Macro News and Order Flow Affect Exchange Rate Volatility?". *Studies in Economics and Finance*, 33(1). 50-68.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
رتال جامع علوم انسانی