فصلنامه علمی پژوهشنامه اقتصادی
سال بیستم، شماره ۷۶، بهار ۱۳۹۹، مقاله پژوهشی، صفحات ٥٤-۱

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 گفتن ساختار غیرمتمرکز و چندلا یه 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 کشـورهای جهان، متغیر نرخ ارز به عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصـاد کلان شـناخته می‌شـود؛ چراکه در دنیای کنونی و با توجه به تحولات موجود در حوزه جهانی شـدن، دولت‌ها، شرکت‌ها و افراد مختلف، دارای تبادلات گسترده اقتصادی در سطح بین‌الملل هستند و همین موضـوع، باعث تاثیرپذیری آن‌ها از نوسـانات نرخ ارز می‌شـود. با توجه به تاثیرگذاری بالای متغیر نرخ ارز، سوال مهمی که در ذهن بسیاری از افراد و به‌خصوص اقتصاددانان شکل می‌گیرد، آن است که تغییرات مشاهده شده در نرخ ارز تابع چه متغیرهایی است و چرا نوسانات قابل توجهی در نرخ های ارز در تمام بازارهای جهانی مشاهده می شود. نظریه‌پردازان متعدد در حوزه اقتصاد بین‌الملل تلاش کرده‌اند تا عوامل موثر در تعیین نرخ ارز را شناسایی کنند.

با وجود موفقیت‌های نسـبی مدل‌های مختلف اقتصـادی در تبیین تاثیر متغیرهای اقتصـاد کلان کشـورها بر نرخ ارز در دوره‌های زمانی مختلف -همان‌طور که در ادامه این متن اشـاره خواهد شـد- موضـوعی که در زمینه تعیین نرخ ارز کمتر به آن پرداخته شـده مربوط به تاثیر اطلاعات خصـوصـی و عمومی بر روند شـکل‌گیری نرخ‌های ارز با در نظر گرفتن سـاختار غیرمتمرکز و چندلایه معاملات در بازار ارز است. در پاسخ به چنین موضوعاتی، «رویکرد مبتنی بر ریز ساختار بازار ارز»[1] در طول دو دهه گذشـته در سـطح جهانی توسـعه یافته اسـت 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 کشـور نیسـت، اما باید توجه داشـت 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 ناشـی از صـادرات غیرنفتی و نیز افزایش پیچیدگی‌ها در معاملات ارزی کشـور پس از خروج آمریکا از برجام) در کنار روند گسـترش بازارهای مالی در کشور و ایجاد ابزارهای مالی نوین در عرصه‌های مختلف، آشنایی با این رویکرد ضروری است.

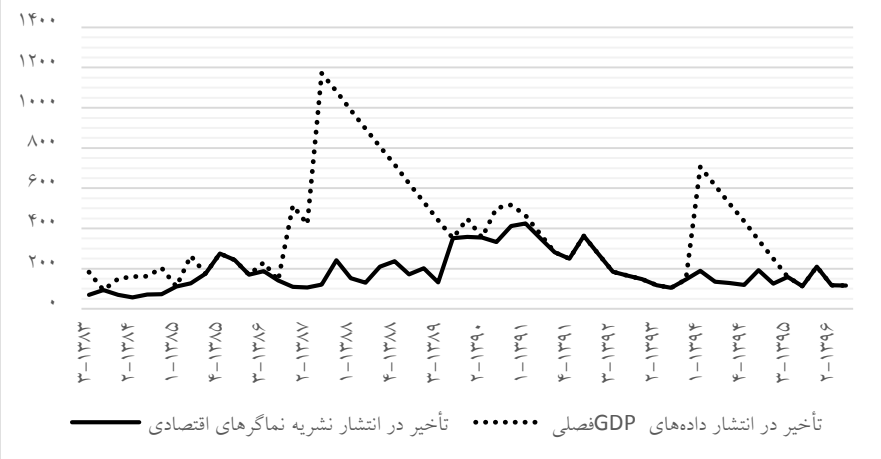
در این تحقیق، تلاش می شود ضمن معرفی رویکرد مبتنی بر ریز ساختار بازار ارز، کاربرد این رویکرد در قالب مدل تغییر در سـبد دارایی[2] (به عنوان یکی از مدل‌های مطرح در این رویکرد)

1- Microstructure Approach to Currency Market
2- Portfolio Shift Model (PSM)

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 اندازه‌گیری همراه باشد،آیا این موضوع تاثیری در تبیین نوسانات نرخ ارز دارد یا خیر.

دلیل پرداختن به این موضوع در آن است که براساس شواهد موجود، اولا 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 برهه‌های زمانی اقدام به افزایش میزان تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان کشور کرده‌اند. البته علاوه بر موضوع تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان ایران، موضوع دیگری که می‌توان به آن توجه کرد، میزان خطا در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان و تفاوت میان اطلاعات انتشاریافته و مقادیر تحقق‌یافته متغیرهای اقتصادی است. برای این منظور، با بررسی اطلاعات منتشره می‌توان مشاهده کرد که در اطلاعات نشریه «نماگرهای اقتصادی» که توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران منتشر می‌شود، 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 مهم‌تر، اینکه اطلاعات مربوط به متغیرهای اقتصادی (مثلا نرخ رشد) در چه تاریخی اعلام شده است. به بیان دیگر، امکان آن وجود دارد که نشریه «نماگرهای اقتصادی» مربوط به سه‌ماهه چهارم سال ۱۳۹۴ با ۴ ماه تاخیر منتشر شده باشد، اما اطلاعات نرخ رشد اقتصادی در این دوره در نشریه یادشده اعلام نشده باشد. برای آنکه موضوع تاخیر یادشده 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.

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 (آگوست ۲۰۱۸- برحسب روز)

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

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 حدی این موضوع می‌توان به تاخیر ۳۹ ماهه در انتشار نرخ رشد اقتصادی سه‌ماهه سوم سال ۱۳۸۷ و تاخیر بیش از ۲۳ ماه در

اعلام نرخ رشد اقتصادی سه‌ماهه 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 مورداستفاده 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 کلی‌تر 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 بررسی‌های انجام‌شده توسط نویسندگان تحقیق حاضر، «مدل تغییر در سبد دارایی» که در دو دهه گذشته و براساس رویکرد مبتنی بر ریزساختار[1] بازار ارز توسعه یافته است، می‌تواند در تامین هدف این تحقیق کمک موثری داشته باشد و همان‌طور که در ادامه نشان داده شده، می‌توان 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 دارایی‌ها 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 بهینه‌یابی 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 تفاوت‌های مهم آن با سایر رویکردهای تبیین رفتار نرخ ارز توضیح داده می‌شود تا با داشتن شناخت مناسب از این رویکرد، بتوانیم در بخش‌های آینده، مدل سازی مناسب برای پاسخ به سوالات مطرح‌شده در این تحقیق را انجام دهیم.

1- Microstructure

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

در این تحقیق از مدل تغییر در سبد دارایی که توسط اوانز و لیونز[1] (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، ۴ نسل از مدل‌های تعیین نرخ ارز مطرح شده است که هرکدام 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 تابعی 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 تعاملات 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[2]، مدل جایگزینی ارزی[3]، مدل ریداکس[4]، مدل انتشار اخبار[5] و مدل جبران ریسک[6] جزو مهم‌ترین مدل‌ها در رویکرد مبتنی بر بازار دارایی‌ها در تبیین رفتار نرخ ارز هستند.

نسل سوم نظریات تبیین نرخ ارز که دارای تمرکزی 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

نظریه‌های مربوط به ناحیه هدف نرخ ارز[1]، حملات سفته‌بازی[2] و اتحادیه‌های پولی[3] 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 می شود و این متغیر چگونه از یک تعادل (احتمالا 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[4] (۱۹۹۵) در مورد عبارت «ریزساختار بازار[5]» 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). برمبنای 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 غیرتعادلی 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 قدیمی‌تر نرخ ارز را به شرح زیر کنار می‌گذارد :

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

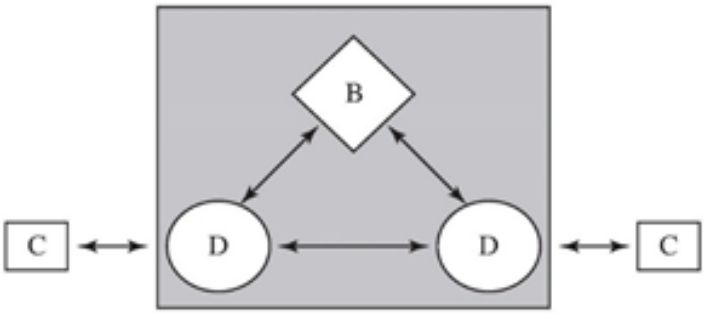
براساس ادبیات ریزساختار بازار ارز، بازیگران اصلی این بازار به سه گروه قابل تقسیم است که این گروه‌ها به شرح زیر هستند:

- مشتریان (یا سرمایه‌گذاران) به عنوان منشا 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 قدیمی‌تر 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.

- 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.
- دلالان آن دسته از فعالان بازار ارز که تخصص و نقش آن‌ها به هم رساندن فروشندگان و خریداران برای هر جفت ارزی است و یک دلال تنها وارد فعالیت وصل کردن خریداران و فروشندگان 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[۱]

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 (مثلا ین ژاپن در مقابل دلار آمریکا) در اختیار داشته باشد. فرض کنید واسطه در طول یک روز مشاهده می‌کند که حجم سفارش‌های خرید ین 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 پیش‌بینی‌شده است. در نتیجه این شرایط، سطح ذخایر ین 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 فروش ین 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 ارز 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 ارز در مقایسه با سایر واسطه‌ها کند، چراکه 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 او ین خریداری کند. در این شرایط، واسطه دوم نیز با افزایش تقاضای ین در مقابل دلار مواجه شده و درنهایت عکس‌العملی مشابه واسطه اول از خود نشان خواهد داد و این رویه ادامه خواهد داشت. نتیجه این موضوع آن خواهد بود که افزایش تقاضای ین 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 انجام‌شده

۳-۱- مطالعات داخلی

با توجه به بررسی‌های انجام‌شده 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

حسنی 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. درنهایت، هنگامی که توده اخبار منفی انباشته به نقطه اوج خود رسید به یکباره وارد بازار شده و باعث سقوط قیمت سهام می شود. 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 درنهایت 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 موردمطالعه، 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 متقارنی 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، پدرام 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 ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۳:۴ 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

درگاهی و گچلو (۱۳۸۰) در مطالعه خود به بررسی ثبات نرخ حقیقی ارز در اقتصاد ایران و شناسایی عوامل موثر بر آن در کوتاه‌مدت 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 تعیین‌کننده نرخ حقیقی ارز در ایران هستند.

ابونوری و خانعلی‌پور (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 دوگانه (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 انعطاف‌پذیر 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 ضازاده (۱۳۹۵) در مطالعه خود به برر سی تاثیر شوک‌های نفتی (شامل شوک‌های عر ضه نفت، تقا ضای جهانی و شوک قیمت نفت) بر نرخ ارز حقیقی در ایران پرداخته اســت. او از داده‌های ماهانه برای دوره زمانی ۱۹۹۰:۰۴ تا ۲۰۱۵:۰۹ و در قالب مدل مارکوف- سوئیچینگ دو رژیمی به برر سی این مو ضوع پرداخته و به این نتیجه ر سیده است که شوک‌های قیمت نفت و شوک تقاضای جهانی داری تاثیر منفی و معنی‌دار بر نرخ ارز حقیقی هستند و شوک مثبت تقاضای جانی نفت و افزایش قیمت نفت منجر به کاهش نرخ ارز، افزایش ارزش پول ملی و مشــاهده اثرات بیماری هلندی در اقتصــاد ایران می‌شود. همچنین او به این نتیجه می‌رسد که شوک عرضه جهانی نفت تاثیر معنی داری بر نرخ ارز در ایران ندارد.

۳-۲- مطالعات خارجی

اندرسن[1] 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 د سامبر ۱۹۹۸ به برر سی تاثیر انتشار اطلاعات اقتصاد کلان بر نرخ‌های ارز مورد مطالعه پرداخته‌اند. آن‌ها به این نتیجه ر سیده اند که اخبار پیش‌بینی‌نشــده در مورد تحولات متغیرهای اقتصــاد 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.

1- Andersen

هلویگ[1] (۲۰۰۵) در یک مدل تئوریک به بررسی اثرات رفاهی انتشار اطلاعات عمومی در یک مدل رقابت انحصـــاری در میان بنگاه‌هایی با اطلاعات فردی متمایز می‌پردازد. بر اســاس تحلیل وی، وجود ناهمگونی اطلاعاتی در بین بنگاه‌های اقتصــادی باعث می‌شــود، تاخیرهای بالقوه مهمی در تعدیل قیمت‌ها به وقوع پیوســته و این موضــوع اثرات حقیقی شــوک‌های پولی را تشــدید می‌کند. او به این نتیجه می‌رســد که انتشــار 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 می‌شــود. وی همچنین بیان می‌کند که دقیق‌تر بودن اطلاعات فردی (در مقابل دقیق بودن اطلاعات عمومی) باعث کاهش رفاه جامعه می‌شود.

ارمان[2] و فراتزشــر[3] (۲۰۰۵) در مطالعه خود به بررســی ارتباط میان انتشــار اطلاعات اقتصــاد کلان و نرخ‌های برابری ارز دلار آمریکا در برابر مارک آلمان و یورو پرداخته اند. آن‌ها به این نتیجه رســیده‌اند که براســاس داده‌های روزانه، اخبار اقتصــادی در آمریکا، آلمان و ناحیه یورو یک عامل بســیار مهم در تعیین نرخ‌های ارز روانه در طول دوره زمانی ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۳ میلادی بوده‌اند. علاوه بر این، آن‌ها مشــاهده کرده‌اند که اخبار اقتصــادی آمریکا دارای تاثیر بیشــتری بر تعیین نرخ ارز USD/DEM یا EUR/USD هســتند که این موضــوع از نظر آن‌ها می‌تواند به دلیل انتشــار ســریعتر اطلاعات اقتصــاد کلان در آمریکا باشــد. به علاوه، در دوره‌های همراه با نااطمینانی شدید در بازار، نرخ ارز عکس‌العمل شدیدتری به انتشار اخبار اقتصادی پیدا می‌کند.

لاکونن[4] و لان[5] (۲۰۱۰) به بررسی تاثیر انتشار اخبار و اطلاعات اقتصاد کلان بر نرخ برابری یورو در برابر دلار آمریکا پرداخته‌اند. آن‌ها با اســتفاده از داده‌های نرخ ارز EUR/USD در بازه‌های زمانی ۵ دقیقه‌ای در دوره زمانی ۱ ژانویه ۱۹۹۹ تا ۳۱ دسامبر ۲۰۰۴ به این نتیجه رســیدند که تاثیر اخبار مثبت یا منفی اقتصــاد 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، انتشـــار اخبار اقتصـــاد کلان باعث می‌شـــود که در دوره‌های رونق اقتصـــادی در مقایسه با دوره‌های رکود اقتصادی، شاهد نوسانات بیشتر در نرخ برابری یورو در مقابل دلار در دوره مورد مطالعه باشـیم. علاوه بر این، اخبار بد در دوره‌های رونق اقتصـــادی باعث نوســان بیشــتر در نرخ ارز در مقایســه با دوره‌های رکود می‌شــوند و این در حالی اســـت که تفاوتی میان تاثیرگذاری اخبار مثبت بر نوســـان نرخ ارز در دوره‌های رونق و رکود وجود ندارد.

لاکونن و لان (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای دیگر به بررسـی این موضـوع پرداخته‌اند که آیا میزان دقت اخبار اقتصادی اعلام شده تاثیری بر نو سانات 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 دســـامبر ۲۰۰۴ اســـتفاده کرده و تاثیر انتشـــار 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 رســـیده‌اند که در بازه زمانی مورد مطالعه، آن دســـته از موارد انتشـــار اطلاعات اقتصـــاد 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 می شوند، باعث افزایش بیشتر در نوسان نرخ ارز می‌شود.

چن[1]، لیو[2] و ژانگ[3] (۲۰۱۶) به دنبال پاسخ به این سوال هستند که در یک بازار مالی، تاثیر انتشـــار اطلاعات عمومی در مورد متغیرهای بنیادین آن بازار روی ثبات آن بازار چگونه اســـت. 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 شـــده و عکس‌العمل آن‌ها به اطلاعات خصوصی‌شان 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

ژانگ، مارش[1] و مک‌دونالد[2] (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 می‌تا 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.

٤- 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 تحلیل و بر مبنای ادبیات عمومی در حوزه نرخ ارز، فرض می شود 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 $\hat{x}_t$ 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 r_t و $\hat{r}_t$ 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 r_t و $\widehat{r_t}$ بدون هیچ وقفه‌ای از سوی تمام واسطه‌ها و سرمایه‌گذاران موجود در بازار قابل مشاهده است.

٤-١- معرفی رفتار واسطه‌ها (Dealers)

برای آنکه بتوانیم تاثیر کیفیت انتشار اطلاعات جدید بر رفتار تعیین نرخ ارز توسط واسطه‌ها را مدل سازی 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 کوتاه مدت r_t و $\widehat{r_t}$، نرخ‌های تورم π_t و $\widehat{\pi_t}$ و سطوح تولید y_t و $\widehat{y_t}$ (به شکل تفاوت میان دو کشور) و نیز سایر متغیرها است. یک زیرمجموعه از این متغیرها که ما آن را با z_t^o نشان می‌دهیم به طور آنی توسط واسطه‌ها و سرمایه‌گذاران قابل مشاهده است که فرض می شود 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 می شود که البته انتشار اطلاعات کلان نیز با خطای اندازه‌گیری همراه است که ما این متغیر اعلامی را با $\widehat{z_{t-k}}$ نشان می‌دهیم. با در نظر گرفتن فروض فوق، می‌توان گفت که روند تغییر مجموعه اطلاعات مشترک میان واسطه‌ها به شکل رابطه (۱) خواهد بود.

$$\Omega_t^D=\left\{Z_t^O, Z_{t-k}^{\%o}, \chi_t, \Omega_t^D\right\}, Z_{t-k}^{\%o}=Z_{t-k}+\psi_z \qquad (۱)$$

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 ψ_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.

$$s_t=E_t^D s_{t-1}+\hat{r}_t-r_t-\delta_t \qquad (۲)$$

که در آن، E_t^D نشـــان‌دهنده انتظارات مشـــروط به مجموعه اطلاعات مشـــترک میان تمام واســـطه‌ها در ابتدای هفته t (Ω^D) اســـت. با توجه به مطالب ارائه شـــده در بخش ۲، فرض وجود مجموعه اطلاعات مشـــترک میان واســـطه‌ها در مجموعه Ω^D به معنای آن نیســـت که تمام واســـطه‌ها از اطلاعات کاملا مشـــابهی برخوردار هســـتند، بلکه اطلاعات خصـــوصـــی واسـطه‌ها تاثیری بر تعیین نرخ ارز ندارند[۱]. رابطه (۲) گویای آن ا ست که نرخ ارز اعلام‌شـده توســـط تمام واســـطه‌ها برابر با بازدهی انتظاری حاصـــل 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 δ_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 δ_t را به شکلی انتخاب می‌کنند که مقدار انتظاری نگهداری دارایی‌های ارزی آن‌ها در انتهای هفته t (که ما آن را با $E_t^D I_{t+1}$ نشـــان می‌دهیم) برابر با صفر باشد (رابطه (۳)):

$$E_t^D I_{t+1}=0 \qquad (۳)$$

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

$$\hat{r}_t-r_t=\mu^{rr}(\hat{r}_{t-1}-r_{t-1})+\mu^{ry}(\hat{y}_{t-k}-y_{t-k})+\mu^{r\pi}(\hat{\pi}_{t-k}-\pi_{t-k})+u_t^r \qquad (۴)$$

در رابطه (۴)، فرض بر این است که سیاست‌گذاران پولی، تعدیل متغیر نرخ بهره را به شکل تدریجی انجام می‌دهند. همچنین فرض می‌شـود هرچه شـکاف تولید و نرخ‌های تورم میان دو کشـور بیشـتر باشـد، تفاوت نرخ‌های بهره نیز بین دو کشـور بیشـتر خواهد بود[۲]. 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 براساس 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)

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

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

٤-۲- معرفی رفتار سرمایه‌گذاران

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

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

که در رابطه فوق، پارامتر α_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 Ω_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 دربر دارنده سایر عوامل اثرگذار بر تقاضای ارز است. برای سادگی، فرض می‌شود که متغیر تقاضای پوششی ارز سرمایه‌گذار n تابعی از متغیرهای فردی وی است که آن را به شکل رابطه (۷) نشان می‌دهیم.

$$h_t^n = \alpha_z z_t^n \qquad (۷)$$

که در آن، z_t^n نشان‌دهنده مجموعه متغیرهای فردی مربوط به سرمایه‌گذار 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.

$$z_t^n=A_n z_t+\upsilon_t^n \qquad (۸)$$

در رابطه (۸)، بردار متغیرهای $\upsilon_t^n=\left[\upsilon_{i,t}^n\right]$ دربردارنده شوک‌های فردی با توزیع نرمال حول بردار صفر است. به بیان دیگر، رابطه $\int_0^1 \upsilon_{i,t}^n dn=0$ به ازای تمام متغیرهای شوک در مورد آن برقرار است. برای سادگی هرچه بیشتر تحلیل، فرض می‌کنیم که تابع تقاضای هجینگ هر فرد برابر با منفی مقدار خالص درآمد ارزی وی خواهد بود که می‌توان این موضوع را به شکل $h_t^n = (\widehat{t_t^n} - t_t^n)$ نشان داد که در آن، $\widehat{t_t^n}$ نشان‌دهنده منابع ارزی فرد n و t_t^n نیز نشان‌دهنده مصارف ارزی وی در هفته t خواهد بود. با کنار هم قرار دادن رابطه‌های (۶) تا (۸)، رابطه (۹) را خواهیم داشت.

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

که در معادله بالا، $\overline{E}_t^n s_{t-1}$ نشان‌دهنده متوسط انتظارات سرمایه‌گذاران در مورد نرخ ارز در دوره $t+1$ خواهد بود. همچنین متغیر h_t نشان‌دهنده تابع کل تقاضای هجینگ ارز بوده و بر اساس رابطه $h_t = \alpha_z z_t = -(\widehat{t_t} - t_t)$ به دست می‌آید که در آن، $\widehat{t_t}$ نشان‌دهنده منابع ارزی کشور ۱ و t_t نیز نشان‌دهنده مصارف ارزی آن کشور به مقصد کشور ۲ در هفته t را نشان می‌دهد.

در زمینه مجموعه اطلاعات در دسترس سرمایه‌گذاران باید گفت که همانند واسطه‌ها، هرکدام از سرمایه‌گذاران دسترسی به هر دو مجموعه اطلاعات خصوصی و عمومی دارند. مجموعه اطلاعات خصوصی هر سرمایه‌گذار در هفته t مشتمل بر اجزای تشکیل‌دهنده بردار متغیرهای فردی z_i^n است. علاوه بر این، هر سرمایه‌گذار در هر هفته به مجموعه اطلاعات عمومی شامل انتشار اطلاعات اقتصاد کلان (با k هفته تاخیر و همراه با خطای انتشار ψ_z)، متغیرهای کلان با انتشار آنی (در اینجا نرخ‌های بهره) و نرخ‌های ارز تعیین‌شده 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.

$$\Omega_t^n=\{z_t^o,\tilde{z}_{t-k},s_t,z_t^n,\Omega_{t-1}^n\} \quad , \quad \tilde{z}_{t-k}=z_{t-k}+\psi_z \qquad (۱۰)$$

٤-۳- 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 می شود. فرض می‌کنیم که پویایی‌های متغیرهای اقتصاد کلان در محیط مورد مطالعه به شکل رابطه (۱۱) تعیین می‌شود.

$$z_t=A_z z_{t-1}+B_u u_t \qquad (۱۱)$$

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

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

$$\hat{r}_t-r_t=\mu^{rr}(\hat{r}_{t-1}-r_{t-1})+\mu^{ry}(\hat{y}_{t-k}-y_{t-k})+\mu^{r\pi}(\hat{\pi}_{t-k}-\pi_{t-k})+u_t^r \qquad (۱۲)$$

$$\hat{y}_t-y_t=\mu^{yr}(\hat{r}_t-r_t)-\mu^{yr}(\hat{\pi}_{t-1}-\pi_{t-1})+\mu^{yy}(\hat{y}_{t-1}-y_{t-1})+\mu^{yt}(\hat{t}_{t-1}-t_{t-1})+u_t^y \qquad (۱۳)$$

$$\hat{\pi}_t-\pi_t=\mu^{\pi\pi}(\hat{\pi}_{t-1}-\pi_{t-1})+\mu^{\pi y}(\hat{y}_{t-1}-y_{t-1})+\mu^{\pi t}(\hat{t}_{t-1}-t_{t-1})+u_t^\pi \qquad (۱۴)$$

$$\hat{t}_t-t_t=\mu^{tt}(\hat{t}_{t-1}-t_{t-1})+u_t^t \qquad (۱۵)$$

٤-٤- 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

نرخ ارز باید با روند تغییرات مجموعه اطلاعات مشترک میان واسطه‌ها (Ω_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 به‌دست 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.

$$E_t^D s_{t+1}=E_t^D[\hat{r}_t-r_t-\delta_t]+E_t^D s_{t+2} \qquad (۱۶)$$

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

$$E_t^D s_{t+1}=E_t^D \sum_{i=1}^{\infty}\left(\frac{1}{1-\mu^{rr}}\times f_{t-k+i}-\delta_{t+i}\right) \qquad (۱۷)$$

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

$$f_{t-k+i}=\mu^{ry}(\hat{y}_{t-k+i}-y_{t-k+i})+\mu^{r\pi}(\hat{\pi}_{t+i-k}-\pi_{t+i-k}) \qquad (۱۸)$$

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.

$$s_t=\frac{1}{1-\mu^{rr}}\left[(\hat{r}_t-r_t)+E_t^D\sum_{i=1}^{\infty} f_{t-k+i}\right]-E_t^D\sum_{i=0}^{\infty}\delta_{t+i} \qquad (۱۹)$$

رابطه (۱۹) نشان می‌دهد که در مدل تغییر سبد 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.

٤-۵- بررسی پویایی‌های اطلاعاتی در اقتصاد مورد مطالعه

در رابطه (۱۱) پویایی‌های متغیرهای کلان اقتصادی را به شکل $z_t = A_z z_{t-1} + B_u u_t$ در 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، سرمایه‌گذارن 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 ψ_z، اقدام به تعیین نرخ بهره بر اساس رابطه $\hat{r}_t - r_t = \mu^{rr}(\hat{r}_{t-1} - r_{t-1}) + \mu^{ry}(\hat{y}_{t-k} - y_{t-k}) + \mu^{rp}(\Delta\hat{p}_{t-k} - \Delta p_{t-k}) + u_t^r$ 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.

* 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:

$$Z_t=\begin{bmatrix} u_t \\ u_{t-1} \\ \dots. \\ u_{t-k+1} \\ u_{t-k} \\ u_{t-k-1} \\ z_{t-k} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ I & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & I & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & B_u & 0 & 0 & A_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{t-1} \\ u_{t-2} \\ \vdots \\ u_{t-k} \\ u_{t-k-1} \\ u_{t-k-2} \\ z_{t-k-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} I \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} u_t \qquad (۲۰)$$

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

$$Z_t=A\ Z_{t-1} + B\ u_t \qquad (۲۱)$$

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 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 پویای‌های 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 تخمین‌زننده کارا از متغیرهای وضعیت Z_t مطرح خواهد بود. برای دستیابی به اهداف گفته‌شده در بالا، مجدد رابطه (۱۲) در مورد تعیین نرخ ارز را در اینجا بازنویسی می‌کنیم:

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

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

$$E_t^D Z_t=E[Z_t|\Omega_t^D]=\Phi^D Z_t \qquad (۲۲)$$

$$E_t^n Z_t\equiv E[Z_t|\Omega_t^n]=\Phi^N Z_t+\sum_{j=0}^{k-1}\Psi_j\upsilon_{t-j}^n \qquad (۲۳)$$

همچنین در مورد متوسط انتظارات سرمایه‌گذاران رابطه (۲۴) را داریم

$$\overline{E}_t^n Z_t=\int_0^1 E_t^n Z_t dn=\Phi^N Z_t+\sum_{j=0}^{k-1}\Psi_j\int_0^1\upsilon_{t-j}^n dn=\Phi^N Z_t \qquad (۲۴)$$

با توجه به موارد فوق، می‌توان نشان داد که در شرایط تعادلی، مقدار متغیر نرخ ارز (برحسب مبنای لگاریتمی) که توسط تمام واسطه‌ها در اول هفته t اعلام می‌شود را می‌توان به شکل رابطه (۲۵) بیان کرد.

$$s_t=\Lambda_s E_t^D Z_t \qquad (۲۵)$$

همچنین در شـــرایط تعادلی، تقاضـــای کل ســـرمایه‌گذاران برای دارایی‌های ارزی را می‌توان به شکل رابطه (۲۶) بیان کرد.

$$\alpha_t=\alpha_s\Lambda_\delta(Z_t-E_t^D Z_t) \qquad (۲۶)$$

که در آن، Λ_δ یک ماتریس بوده و خالص سـفارش سـرمایه‌گذاران (order flow) نیز به شکل رابطه (۲۷) قابل محاسبه است.

$$X_{t-1=}\ \alpha_t-\alpha_{t-1}=\alpha_s\Lambda_\delta(Z_t-E_t^D Z_t)-\alpha_s\Lambda_\delta\left(Z_{t-1}-E_{t-1}^D Z_{t-1}\right) \qquad (۲۷)$$

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

۵- بررسی نتایج حاصل از شبیه‌سازی

هدف از تحقیق حاضر، بررسی این موضوع است که با توجه به نواقص موجود در انتشار اطلاعات اقتصـــاد کلان کشـــورمان (به طور عمده به شـــکل تاخیرهای قابل توجه در این زمینه و نیز خطای احتمالی در اعلام مقدار متغیرهای اقتصـاد کلان)، آیا رفتار نرخ ارز وابسـته به این نواقص اسـت یا خیر؟ برای پاسخگویی به این سوالات مهم از روش اقتصاد مصنوعی (Artificial Economics) استفاده شده است[1] که در آن یک اقتصاد فرضی را متصور می‌شویم که پویایی‌های آن در بخش قبل معرفی شد.

در توضیح روش اقتصاد مصنوعی باید گفت که این روش به منظور شناخت ویژگی‌های سیستم‌های اقتصادی از نوع پویا و پیچیده توسعه یافته است که به دنبال مدل‌سازی و شبیه‌سازی این دسـته از سـیسـتم‌های اقتصـادی اسـت و در این چارچوب به تحلیل اثر عوامل مختلف بر سیستم‌های تحت بررسی می‌پردازد.

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

۱- برای آشنایی با ادبیات اقتصاد مصنوعی به منابع علمی موجود از جمله امبلارد 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.

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

$$\hat{y}_t - y_t = 0/23(\hat{r}_t - r_t) + 0/23(\hat{y}_{t-1} - y_{t-1}) + 0/35(\hat{y}_{t-1} - y_{t-1}) + 0/2(\hat{r}_{t-1} - r_{t-1}) + u_t^y \quad (۱۳\text{- الف})$$

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

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

در روابط (۱۲- الف) تا (۱۵- الف) با توجه به مقیاس لگاریتمی برای تبیین متغیرهای مورد مطالعه، مقدار وار یانس متغیر های تصادفی u_t^r ، u_t^π، u_t^y و u_t^t همگی برابر با ۰/۰۰۰۰۱۶ 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 υ_t^n در رابطه (۸) برابر با ۰/۰۰۰۰۱۶ انتخاب شده است. برای سادگی تحلیل، مقدار پارامتر α_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 بر سد 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 ψ_z نشان داده داده و فرض می‌کنیم، این خطا بدون

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 می شوند. در مورد واریانس بردار تصادفی ψ_z 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.

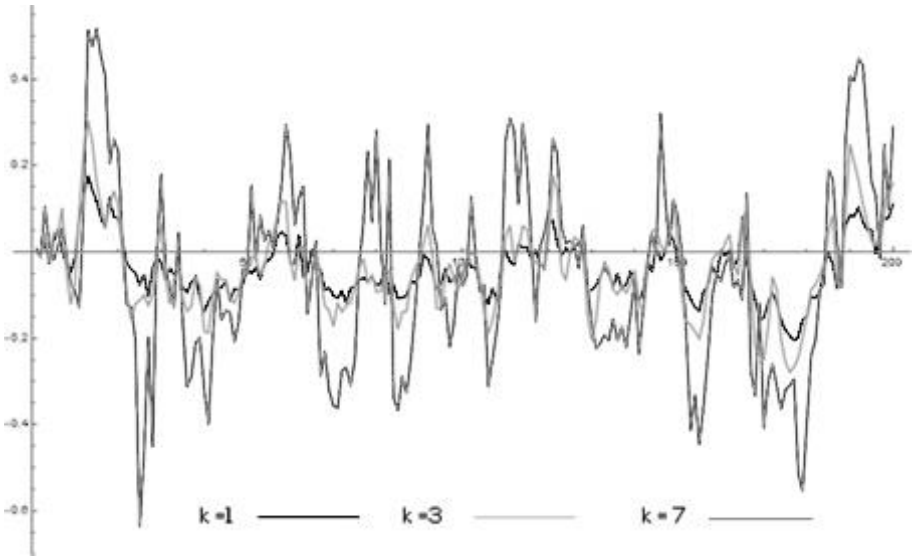
با در نظر گرفتن موارد فوق، می‌توان اقتصاد فرضی مورد نظر را شبیه سازی کرد. برای شبیه‌سازی در این تحقیق از نرم‌افزار متمتیکا[1] نسخه ۱۱/۳ استفاده شده است و برای سناریوهای شبیه‌سازی نیز می‌توان ۳ حالت مختلف را در نظر گرفت:

- 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 ψ_z برابر با ماتریس قطری ۰/۰۰۰۰۱۶ در نظر گرفته می‌شود و مقدار متغیر «تاخیر 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 ψ_z 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.

1- Mathematica

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



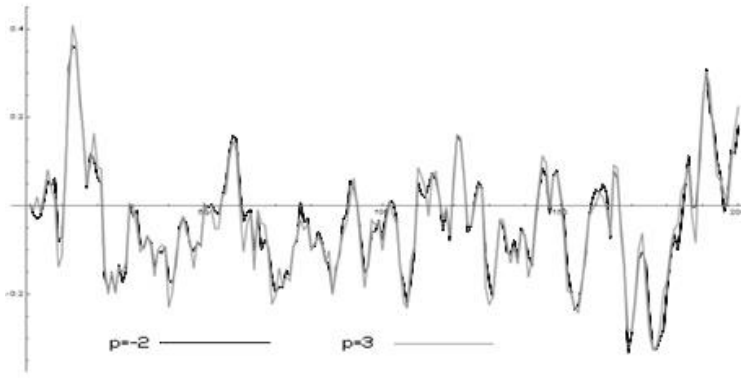
منبع: یافته‌های پژوهش

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 می شود 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 ψ_z به شکل $0.000016 * 10^p$ 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 $0.000016 * 10^3$ (p=3) بوده و خط تیره نیز مربوط به واریانس خطای انتشار

اطلاعات $0.000016 * 10^{-2}$ (p=-2) اسـت. با توجه به این نمودار به نظر می‌رسـد 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 دسـت آمده در نمودار (۳) مبنی بر عدم تاثیرگذاری قابل توجه خطای انتشار اطلاعات بر نوسان 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 دسـت آمده تنها مربوط به یک حالت خاص بوده یا در کل نیز برقرار اسـت. 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 نوسان نرخ ارز در شرایط افزایش تعداد دوره تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان همچنان برقرار است و در نتیجه می‌توان چنین اسـتنباط کرد که در تصـریح مدل اسـتفاده‌شـده در این تحقیق و با توجه به پارامترهای در نظرگرفته شـده، افزایش میزان تاخیر در انتشـار اطلاعات اقتصـاد کلان از سـوی نهادهای مربوطه باعث تشـدید نوسـان نرخ ارز می‌شـود. همچنین درخصـوص متغیر «خطا در انتشـار

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							
		-۳	-۲	-۱	۰	۱	۲	۳	٤
تعداد دوره تاخیر در انتشار اطلاعات اقتصاد کلان	۱	۰/۰۰۵۹۸	۰/۰۰۵۹۸	۰/۰۰۵۹۸	۰/۰۰۶۰۰	۰/۰۰۶۰۸	۰/۰۰۶۱٤	۰/۰۰۶۱۵	۰/۰۰۶۱۵
	۲	۰/۰۰۶۲۷	۰/۰۰۶۲۷	۰/۰۰۶۳۱	۰/۰۰۶۳۲	۰/۰۰۶۳۹	۰/۰۰۶٤۵	۰/۰۰۶٤۷	۰/۰۰۶٤۷
	۳	۰/۰۰۸۲۰	۰/۰۰۸۱۷	۰/۰۰۷۵۳	۰/۰۰۷۱۸	۰/۰۰۷۱۹	۰/۰۰۷۲۵	۰/۰۰۷۲۵	۰/۰۰۷۲۵
	٤	۰/۰۱۱۵۱	۰/۰۱۱۶۵	۰/۰۱۱۳۵	۰/۰۰۸۹۵	۰/۰۰۸۷۱	۰/۰۰۸۷۷	۰/۰۰۸۷٤	۰/۰۰۸۲۰
	۵	۰/۰۱۵۶۵	۰/۰۱۶۱۲	۰/۰۱۶۲۳	۰/۰۱۶۱۲	۰/۰۱۶۱۸	۰/۰۱۵۷٤	۰/۰۱۵۷٤	۰/۰۱۵۹۱
	۶	۰/۰۲۱۲۳	۰/۰۲۲۰۷	۰/۰۲۲۵۷	۰/۰۲۱۷۹	۰/۰۲۲۰۷	۰/۰۲۲۰۳	۰/۰۲۱۳٤	۰/۰۲۱۱۹
	۷	۰/۰۳۱٤۳	۰/۰۳۲۲۵	۰/۰۳۳۶۲	۰/۰۳۳۳۸	۰/۰۳۱۲۹	۰/۰۳۱۰۷	۰/۰۳۰۳۱	۰/۰۲۹۸۹

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 توسعه‌یافته 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

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 انجام‌شده 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، معمولا 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 (برمبنای 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

بهتری در مورد وضـعیت اقتصـاد کلان جامعه به دسـت آورند، نوسـان نرخ ارز به چه صورت خواهد بود. در همین زمینه، مسأله سوم نیز آن است که اگر افراد جامعه بتوانند با درجات دقت متفاوت، وضـعیت اقتصـاد کلان جامعه را از طریق اطلاعات شـخصـی خود برآورد کنند (یا آنکه افراد اقدام به خرید اطلاعات در مورد وضعیت اقتصاد کلان جامعه کنند)، در این شـرایط، تاثیر کیفیت و شـفافیت انتشـار اطلاعات اقتصـاد کلان جامعه بر نوسانات نرخ ارز به چه صورت خواهد بود.

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، برا ساس رابطه (۹) در مورد تقاضای کل سرمایه‌گذاران برای دارایی‌های ارزی رابطه (پ-۱) را داریم:

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

در حل معادلات فوق، از روابط $s_{t+1} = E_t^D s_{t+1} - s_t + \hat{r}_t - r_t = \delta_t$ و $\Lambda_s E_{t+1}^D Z_{t+1}$ که در قبل به آن‌ها اشاره شده بود، استفاده شده است. 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.

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

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

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

در معادله بالا، تنها چیزی که محاسبه آن به شکل ماتریسی باقی مانده است، متغیر جبران ریسک δ_t است. برای محاسبه این متغیر نیز باید خاطرنشان 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 صـفر فرض کردیم. در ترکیب این شـرط با رابطه (پ-۱) در مورد تقاضـای کل ارز سرمایه‌گذاران، رابطه (پ-۴) را خواهیم داشت.

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

که در آن، $\Lambda_\delta = \Lambda_s\Phi^D A(\Phi^N - \Phi^D) + \frac{\alpha_z}{\alpha_s}\Lambda_z$ می‌باشـد. با جایگذاری رابطه مربوط به متغیر جبران ریسک در تابع تقاضای ارز سرمایه‌گذاران، رابطه (پ-۵) را داریم.

$$\alpha_t = \alpha_S\Lambda_\delta(Z_t - E_t^D Z_t) \qquad (۵-پ)$$

با محاسـبات فوق، می‌توانیم ببینیم که رابطه (۲۶) به طور کامل اثبات شـده اسـت و در نتیجه، با داشتن معادله مربوط به نگهداری دارایی ارزی توسط سرمایه‌گذاران، رابطه مربوط به خالص سفارش ارز سرمایه‌گذاران در معادله شماره (۲۷) که برابر با تغییر نگهداری ارز توسط آن‌ها در دو دوره متوالی است نیز خودبخود به دست می‌آید.

اثبات رابطه (۲۵)

با دا شتن رابطه مربوط به متغیر تقا ضای کل دارایی‌های ارزی α_t و متغیر جبران ریسک δ_t بر اسـاس اثبات روابط (۲۶) و (۲۷)، می‌توانیم یک گام دیگر به جلو برداشـته و رابطه (۲۵) در مورد تعیین نرخ ارز به شـکل $s_t = \Lambda_s E_t^D Z_t$ را نیز اثبات نماییم. برای این منظور، فرم غیرماتریسی معادله نرخ ارز را یک بار دیگر در اینجا بازنویسی می‌کنیم:

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

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

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

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

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

در این شـــرایط، 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 $l_1 z_t$، $l_2 z_t$، $l_3 z_t$ و $l_4 z_t$ نشان دهیم که در بردارهای l_1، l_2، l_3 و l_4 تنها یکی از عناصر برابر با عدد ۱ بوده و مابقی عناصـــر صـــفر هســـتند. با توجه به این تعاریف، اگر بخواهیم عبارت $E_t^D \sum_{i=1}^{\infty} f_{t-k+i}$ را محاســـبه کنیم به عنوان یک راه‌حل محاســـباتی، این حاصـــل 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 ∞ (که هنوز فرا نرسـیده و اطلاعات آن وجود خارجی پیدا نکرده است) تقسیم می‌کنیم. در مورد دوره زمانی اول رابطه (پ-۶) را داریم:

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

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 بردار های $\mu^{r\pi} l_2$ و $\mu^{ry} l_3$، مقدار $E_t^D \sum_{i=1}^{k} f_{t-k+i}$ را محاســـبه کنیم. برای این منظور، از عملگر امید ریا ضی 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:

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

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

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

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 اســاس تعاریف بالا، عبارت $E_t^D \sum_{i=1}^{k} f_{t-k+i}$ برابر با $(\mu^{r\pi} l_2 + \mu^{ry} l_3) E_t^D \sum_{i=1}^{k} z_{t-k+i}$ می‌شــود با جایگذاری $E_t^D \sum_{i=1}^{k} z_{t-k+i}$ از محاسبات فوق رابطه (پ-۹) را داریم:

$$E_t^D \sum_{i=1}^{k} f_{t-k+i} = (\mu^{r\pi} l_2 + \mu^{ry} l_3) E_t^D \sum_{i=1}^{k} z_{t-k+i} = (\mu^{r\pi} l_2 + \mu^{ry} l_3)\Lambda_k E_t^D Z_t = \Lambda_{fk} E_t^D Z_t \qquad (پ-۹)$$

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

$$E_t^D \sum_{i=1}^{\infty} f_{t+i} = (\mu^{r\pi} l_2 + \mu^{ry} l_3)\Lambda_z A(I-A)^{-1} E_t^D Z_t = \Lambda_{ff} A(I-A)^{-1} E_t^D Z_t \qquad (پ-۱۰)$$

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

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

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:

$$E_t^D \sum_{i=0}^{\infty} \delta_{t+i} = -\Lambda_\delta E_t^D Z_t - \Lambda_\delta A E_t^D Z_t - \Lambda_\delta A^2 E_t^D Z_t - \ldots\ldots\ldots - \lim_{i\to\infty}(\Lambda_\delta A^i E_t^D Z_t)$$

$$E_t^D \sum_{i=0}^{\infty} \delta_{t+i} = -\Lambda_\delta (I + A + A^2 + A^3 + \ldots\ldots\ldots + \lim_{i\to\infty} A^i) E_t^D Z_t \qquad (پ-۱۲)$$

$$= -\Lambda_\delta (I-A)^{-1} E_t^D Z_t$$

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.

$$(\hat{r}_t - r_t) = l_1 z_t = l_1 \Lambda_z Z_t = \Lambda_r Z_t \qquad (پ-۱۳)$$

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 انجام‌شده در معادله نرخ ارز $s_t = \frac{1}{1-\mu^{rr}}[(\hat{r}_t - r_t) + E_t^D \sum_{i=1}^{\infty} f_{t-k+i}] - E_t^D \sum_{i=0}^{\infty} \delta_{t+i}$، معادله نرخ ارز مورد استفاده در این تحقیق به صورت (پ-۱۴) خواهد بود:

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

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

اثبات روابط (۲۲) تا (۲٤)

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 می شود که در آن، z_t^o نشان‌دهنده آن دسته از متغیرهای اقتصادی است که به شکل آنی و بدون هیچ تاخیری در اقتصاد مشاهده می شود و این مجموعه از متغیرها در مدل معرفی‌شده در این تحقیق تنها شامل متغیر تفاوت نرخ بهره میان دوکشور $(\hat{r}_t - r_t)$ می شود و همان‌طور که در قبل نشان دادیم، این متغیر را می‌توان به شکل $(\hat{r}_t - r_t) = l_1 z_t = l_1 \Lambda_z Z_t = \Lambda_r Z_t$ نمایش داد.

همچنین بردار متغیرهای z_{t-k} نیز خود به عنوان جزئی از بردار Z_t شناخته‌شده است که می‌توان آن را به شکل زیر نشان داد:

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

همان‌طور که در رابطه (۲۷) مشاهده کردیم، متغیر χ_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 χ_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 $\{u_{t-1}, \dots\dots, u_{t-k}\}$ و $\{u_{t-2}, \dots\dots, u_{t-k-1}\}$ قابل بیان هستند که تمام این اجزا نیز در بردار Z_t وجود دارند. به همین دلیل می‌توان گفت که متغیر خالص سفارش مشتریان χ_t به شکل $\Lambda_\chi Z_t$ قابل بیان است که نحوه محاسبه ماتریس Λ_χ 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:

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

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

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

که می‌توان آن را به طور خلاصه به شکل $Z_t^n = O^N Z_t + D^N \upsilon_t$ نشان داد. حال لازم است که به بیان این موضوع بپردازیم که هر کدام از واسطه‌ها و سرمایه‌گذاران با داشتن بردار مشاهدات مربوط به خود، چگونه به تخمین بردار متغیرهای Z_t می‌پردازند که برای این منظور، از فیلتر کالمن به عنوان روش مورد استفاده برای تخمین بردار متغیرهای Z_t توسط واسطه‌ها و سرمایه‌گذاران استفاده می‌شود. برای آنکه بتوانیم از این فیلتر برای محاسبه انتظارات واسطه‌ها و سرمایه‌گذاران استفاده کنیم، معادله گذار و معادلات مشاهده مربوط به واسطه‌ها و سرمایه‌گذاران را در اینجا بازنویسی می‌کنیم.

الف- معادله گذار:

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

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

ب- معادله مشاهدات واسطه‌ها:

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

به فرم خلاصه‌شده: $Z_t^D = O^D Z_t$

ج- معادله مشاهدات سرمایه‌گذاران:

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

به فرم خلاصه‌شده: $Z_t^n = O^N Z_t + D^N \upsilon_t^n$

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

$$\alpha_t = T_t\alpha_{t-1} + c_t + R_t\eta_t, t = 1, \ldots\ldots, T$$
$$y_t = O_t\alpha_t + d_t + \varepsilon_t, t = 1, \ldots\ldots, T$$

می‌توان دید که معادلات مربوط به پیش‌بینی و بروزرسانی انتظارات واسطه ها و سرمایه‌گذاران به شرح زیر خواهد بود:

- پیش‌بینی و بروزرسانی انتظارات واسطه‌ها

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

$$E_{t-1}^D Z_t = AE_{t-1}^D Z_{t-1}$$
$$E_{t-1}^D \Sigma_t^Z = AE_{t-1}^D \Sigma_{t-1}^Z A' + B\Sigma^u B' \qquad (پ-۱۷)$$

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

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

در معادلات بالا، عبارت Σ^u نشان‌دهنده ماتریس واریانس-کوواریانس بردار جزء اخلال u_t بوده که با توجه به همگن زمانی بودن مدل، در طول زمان تغییر نمی‌کند و به طور مشابه، عبارت Σ_t^Z نیز نشان‌دهنده ماتریس واریانس-کوواریانس بردار متغیرهای وضعیت Z_t می‌باشد 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، می‌توان نشان داد که بر اساس قضایای مربوطه[1]، در صورتی که ماتریس گذار A دارای ریشه مشخصه‌های با طول کوچک‌تر از ۱ بوده و ماتریس واریانس-کوواریانس $E_0^D \Sigma_1^Z$ به شکل مثبت نیمه

1- Harvey (1990), PP. 118-120

معین باشد، در این صورت $\lim_{t\to\infty} E_t^D \Sigma_{t+1}^Z = \Sigma^D$ شده و مقدار Σ^D نیز مستقل از $E_0^D \Sigma_1^Z$ بوده و همگرایی به سمت Σ^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 Σ^D در نظر گرفته می‌شود که مقدار آن با توجه به رابطه (پ-١٩) تعیین می‌شود:

$$\Sigma^D = A((I - \Sigma^D O'^D (O^D \Sigma^D O'^D)^{-1} O^D)\Sigma^D)A' + B\Sigma^u B' \qquad (پ-١٩)$$

با در نظر گرفتن موارد فوق، معادله ریکاتی مربوط به انتظارات واسطه‌ها از بردار متغیرهای وضعیت Z_t به شرح (پ-٢٠) خواهد بود:

$$E_t^D Z_t = AE_{t-1}^D Z_{t-1} + \Sigma^D O'^D (O^D \Sigma^D O'^D)^{-1} (Z_t^D - O^D AE_{t-1}^D Z_{t-1}) \qquad (پ-٢٠)$$

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 $Z_t = AZ_{t-1} + Bu_t$ تعیین می شود، اگر در معادله بالا به جای بردار متغیر های Z_t^D عبارت معادل آن یعنی $O^D(AZ_{t-1} + Bu_t)$ را جایگزین نماییم، در این شرایط معادله ریکاتی فوق به شکل (پ-٢١) در می‌آید:

$$E_t^D Z_t = AE_{t-1}^D Z_{t-1} + g^D O^D A(Z_{t-1} - E_{t-1}^D Z_{t-1}) + g^D O^D Bu_t \qquad (پ-٢١)$$

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 $Z_t - E_t^D Z_t$ می کنیم که در این زمینه با توجه به رابطه (پ-٢١) رابطه (پ-٢٢) را داریم:

$$\begin{aligned} Z_t - E_t^D Z_t &= AZ_{t-1} + Bu_t - AE_{t-1}^D Z_{t-1} - g^D O^D A(Z_{t-1} - E_{t-1}^D Z_{t-1}) \\ &\quad - g^D O^D Bu_t \\ &= (I - g^D O^D)A(Z_{t-1} - E_{t-1}^D Z_{t-1}) + (I - g^D O^D)Bu_t \end{aligned} \qquad (پ-٢٢)$$

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

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

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

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

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

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

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 (Ω^{D}_{t}) قرار می‌گیرد. با توجه به این موضوع، به ازای $i \geq k$، عبارت‌های u_{t-i} تاثیری بر خطای برآورد $Z_t - E^{D}_{t}Z_t$ 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 $Z_t - E^{D}_{t}Z_t$ به شکل رابطه (پ-۲۶) درمی‌آید:

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

از آنجایی که بردارهای $\{u_t, u_{t-1}, \ldots\ldots, u_{t-k+1}\}$ 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:

$$E_t^D Z_t = (I - \Theta^D) Z_t = \Phi^D Z_t \qquad (پ-۲۷)$$

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 $\chi_t = \alpha_s \Lambda_\delta (Z_{t-1} - E_{t-1}^D Z_{t-1}) - \alpha_s \Lambda_\delta (Z_{t-2} - E_{t-2}^D Z_{t-2})$ نشان 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 می شود، 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:

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

$$Z_{t-2} - E^{D}_{t-2}Z_{t-2} = \sum_{i=0}^{k-1}[(I - g^{D}O^{D})A]^{i}(I - g^{D}O^{D})Bu_{t-i-2} = \sum_{i=0}^{k-1}\Gamma_{i}u_{t-i-2}$$

در این صورت رابطه (پ-۲۹) را داریم:

$$\begin{aligned} Z_{t-1} - E^{D}_{t-1}Z_{t-1} &= \Gamma_0 u_{t-1} + \Gamma_1 u_{t-2} + \Gamma_2 u_{t-3} \\ &+ \Gamma_3 u_{t-4} + \ldots\ldots\ldots + \Gamma_{k-1}u_{t-k} \\ Z_{t-2} - E^{D}_{t-2}Z_{t-2} &= \Gamma_0 u_{t-2} + \Gamma_1 u_{t-3} + \Gamma_2 u_{t-4} + \ldots\ldots\ldots + \Gamma_{k-2}u_{t-k} \\ &+ \Gamma_{k-1}u_{t-k-1} \end{aligned} \qquad (پ-۲۹)$$

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 $\chi_t = \alpha_s\Lambda_\delta(Z_{t-1} - E^{D}_{t-1}Z_{t-1})$ − و جایگذاری عبارت‌های $Z_{t-1} - E^{D}_{t-1}Z_{t-1}$ و $\alpha_s\Lambda_\delta(Z_{t-2} - E^{D}_{t-2}Z_{t-2})$ − $Z_{t-2} - E^{D}_{t-2}Z_{t-2}$ با در نظر گرفتن روابط بالا، رابطه (پ-۳۰) را داریم:

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

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.

- پیش‌بینی و بروزرسانی انتظارات سرمایه‌گذاران:

همانند معادلات مربوط به پیش‌بینی و بروزرسانی انتظارات واسطه‌ها، معادلات مربوط به پیش‌بینی و بروزرسانی انتظارات سرمایه‌گذاران با توجه به فیلتر کالمن به شکل رابطه (پ-۳۱) خواهد بود:

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

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 واریانس کوواریانس $E_t^{n}\Sigma_{t+1}^{Z}$ برابر مقدار ثابت Σ^{N} در نظر گرفته می‌شود که مقدار آن با توجه به رابطه (پ-۳۲) تعیین می‌شود:

$$\begin{aligned} \Sigma^{N} = A((I - \Sigma^{N}O'^{N}(O^{N}\Sigma^{N}O'^{N} + D^{N}\Sigma^{\upsilon}D'^{N})^{-1}O^{N})\Sigma^{N})A' \\ + B\Sigma^{u}B' \end{aligned} \qquad (پ-۳۲)$$

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

$$\begin{aligned} E_t^{n}Z_t = AE_{t-1}^{n}Z_{t-1} + \Sigma^{N}O'^{N}(O^{N}\Sigma^{N}O'^{N} + D^{N}\Sigma^{\upsilon}D'^{N})^{-1}(Z_t^{n} - \\ O^{N}AE_{t-1}^{n}Z_{t-1}) \end{aligned} \qquad (پ-۳۳)$$

از آنجایی که بردار مشاهدات Z_t^{n} برابر با $O^{N}Z_t + D^{N}\upsilon_t^{n}$ 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 $O^{D}(AZ_{t-1} + Bu_t) + D^{N}\upsilon_t^{n}$ را جایگزین نماییم، در این شرایط معادله ریکاتی فوق به شکل رابطه (پ-۳۴) در می‌آید:

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

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

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

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:

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

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:

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

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

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

یک نکته که در محاسبات بالا باید به آن توجه شود آن است که تمام سرمایه‌گذاران $n \in [.,1]$ با مقدار یکسانی از ماتریس‌های O^N، D^N، Σ^{υ} و Σ^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 شوک‌های فردی سرمایه‌گذاران (یعنی $\{\upsilon_{t-i}^n\}$) است که باعث ایجاد تفاوت در خطای تخمین $Z_t - E_t^n Z_t$ در میان آن‌ها می‌شود.

به طور مشابه با تحلیل انجام شده در زمینه واسطه‌ها از آنجایی که کلیه اطلاعات اقتصاد کلان با k دوره تاخیر اعلام می‌شود به ازای $i \geq k$ تمام اجزای عبارت های $(I - g^N O^N)Bu_{t-i}$ برای سرمایه‌گذاران مشخص بوده و در مجموعه اطلاعات آن‌ها (Ω_t^n) قرار می‌گیرد، به ازای $i \geq k$، عبارت‌های u_{t-i} تاثیری بر خطای برآورد $Z_t - E_t^n Z_t$ ندارند و به همین دلیل عبارت‌های $[(I - g^D O^D)A]^i$ به ازای $i \geq k$ برابر ماتریس‌های صفر هستند. همچنین متغیرهای شوک فردی υ_{t-i}^n نیز به ازای $i \geq k$ تاثیری بر برآورد متغیرهای کلان ندارند؛ چراکه 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) درمی‌آید.

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

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

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

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

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

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 خانعلی‌پور، 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.

حسنی، 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 شوک های 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.

همتی، مریم، پدرام، مهدی و توکلیان، حسین (۱۳۹۵)، «نقش اطلاعات چسبنده 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.

The Effects of Transparency in Macroeconomic Data Release on Exchange Rate Movements: A Simulation

Abbas Shakeri[1]
Javid Bahrami[2]
Hamidreza Derakhshan[3]

Date Received: 2 Nov 2018
Date Accepted: 15 Feb 2020

Abstract

This study aims to introduce the microstructure approach to the exchange rate as the 4th generation of exchange rate models and to apply it in a simulation model to study the effects of transparency of macroeconomic data on exchange rate fluctuations. The microstructure approach to the exchange rate is developed to include decentralized and multi-layer structure of currency markets along with information complexities in this market and the role of trading mechanisms in exchange rate determination. After introducing this approach, we have developed our theoretical model to use it for simulation. In this simulation, we have studied the effects of transparency of macro data release on exchange rate fluctuation. To achieve this goal, we have used two variables of "delay in macro data release" and "error in macro data release". Our simulation results show that an increase in macro data release delay leads to higher volatility of The exchange rate. This is because of increasing uncertainty for economic agents. In addition, an increase in macro data release delay leads to a farther delay in responsiveness of the exchange rate to movements in its macro fundamental variables. Although we have found a non-linear relationship between the "error in macro data release" variable and exchange rate volatility, the magnitude of this effect is less than the effect of the "delay in macro data release" variable on exchange rate volatility. Based on our results, we recommend that to have lower exchange rate volatility, authorities should increase the transparency of macroeconomic data releases and especially they should lower the delay in macro data releases.

JEL Classification: *C63, D82, F31.*

Keywords: Exchange Rate, Market Microstructure, Public Information, Private Information, Simulation.

1- Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran, Email: shakeri.abbas@gmail.com.
2- Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran, Email: javid_bahrami@yahoo.com.
3- PhD Student, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran, Corresponding Author, Email: hamidreza.derakhshan@outlook.com