

## تاثیر متغیرهای بازار مالی و متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده نرخ ارز ایران و شرکای عمده تجاری (۲۰۱۵-۱۹۹۰)<sup>۱</sup>

رضا نجارزاده\*، لطفعلی عاقلی\*\*، الهام خراسانی کرده‌کوهی<sup>+</sup>

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۱/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۹/۱۰

### چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی تاثیر متغیرهای بازار مالی و متغیرهای کلان اقتصادی بر نوسانات نرخ ارز برای ایران و ۱۱ کشور از شرکای عمده تجاری آن طی سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۱۵ با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته است. نتایج نشان داد متغیرهای تفاوت شاخص سهام، تفاوت نرخ بهره، جریان ورودی سرمایه، اوراق قرضه، کسری بودجه دولت و بهره‌وری نسبی بخش غیرقابل تجارت تاثیر منفی و معنادار بر نرخ ارز دارند؛ اما متغیرهای تفاوت نرخ تورم و بهره‌وری نسبی بخش قابل تجارت تاثیر مثبت بر این متغیر دارند. در بین آنها، متغیرهای نرخ تورم، کسری بودجه و بهره‌وری بیش‌ترین تاثیر را بر بازده نرخ ارز داشتند. براساس نتایج، پیشنهاد می‌شود نقش دولت در اقتصاد از طریق واگذاری فعالیت‌ها به بخش غیردولتی برای کاهش اثرات نامساعد کسری بودجه بر عملکرد اقتصاد کلان و نیز جلوگیری از افزایش شدید نقدینگی در جامعه و کاهش تبدیل درآمدهای نفتی به ریال، نسبت به کاهش نرخ تورم کاهش یابد و همچنین، با ارتقای بهره‌وری (به ویژه بهره‌وری بخش قابل تجارت) در حفظ ارزش پول ملی تلاش شود.

طبقه‌بندی JEL: E31, G15, F31

واژگان کلیدی: بازده نرخ ارز، قیمت دارایی، تورم، کسری بودجه، گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM).

<sup>۱</sup> این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد الهام خراسانی کرده‌کوهی به راهنمایی دکتر رضا نجارزاده و مشاوره دکتر لطفعلی عاقلی در دانشگاه تربیت مدرس می‌باشد.

\* دانشیار دانشگاه تربیت مدرس، گروه علوم اقتصادی، تهران، ایران، پست الکترونیکی: najarzar@modares.ac.ir

\*\* دانشیار دانشگاه تربیت مدرس، پژوهشکده اقتصاد، تهران، ایران، پست الکترونیکی: aghelik@modares.ac.ir

<sup>+</sup> کارشناس ارشد دانشگاه تربیت مدرس، گروه علوم اقتصادی (نویسنده مسئول)، تهران، ایران، پست الکترونیکی: elham.khorasani@modares.ac.ir

## ۱. مقدمه

تعیین نرخ واقعی ارزش نقش موثری بر صادرات و واردات و به تبع آن تنظیم و تعدیل تراز تجاری و تراز پرداخت‌های کشور دارد و همچنین از نقش موثری در تعیین قدرت رقابتی تولیدکنندگان داخلی در برابر رقبای خارجی در بازارهای داخلی و خارجی و به تبع آن در تعیین میزان تولید و اشتغال برخوردار است (گیورین و رویل<sup>۱</sup>، ۲۰۰۲).

از آنجا که تغییرات ارزش پول ایران نسبت به شرکای تجاری‌اش در تبادلات تجاری آن‌ها بسیار مهم است، باید تاثیر متغیرهای موثر بر نرخ ارز مورد بررسی قرار گیرد. شناسایی رابطه بین نرخ ارز و متغیرهای تاثیرگذار چه در سطح متغیرها و چه بین نوسانات متغیرها برای شکل‌گیری استراتژی‌های مطلوب سرمایه‌گذاری سودمند خواهد بود؛ زیرا نرخ واقعی ارز، از جمله عواملی است که انحراف آن از مقادیر تعادلی و همچنین بی‌ثباتی در آن می‌تواند عملکرد اقتصاد کلان به ویژه رقابت‌پذیری کشورها را تحت تأثیر قرار دهد. نوسان‌های نرخ واقعی ارز نشان‌دهنده بی‌ثباتی و عدم قطعیت در روند قیمت‌های نسبی بین کشورهاست. این نوسانات موجب ایجاد فضایی بی‌ثبات و نامطمئن در اقتصاد می‌گردند.

لذا با توجه به تغییرات گسترده در شاخص قیمت دارایی‌های مختلف، این سوال مطرح می‌شود که آیا تغییرات ارزش پول ملی ایران نسبت به ارزش پول شرکای تجاری‌اش رابطه معناداری با تفاوت ارزش دارایی‌های مالی در این کشورها دارد و اینکه کدام دسته از متغیرها (متغیرهای مالی یا متغیرهای کلان اقتصادی) می‌توانند نوسانات نرخ واقعی ارز را تبیین نمایند. هدف این مقاله، بررسی میزان حساسیت بازده نرخ ارز نسبت به تغییرات ارزش سایر دارایی‌های جایگزین مانند تفاوت بازده سهام، جریان اوراق قرضه (مشارکت)، تفاوت نرخ بهره واقعی داخلی و خارجی و همچنین متغیرهای پولی و واقعی نظیر تفاوت تورم، کسری بودجه دولت و بهره‌وری نسبی عوامل تولید است. در این راستا، عوامل تعیین‌کننده نرخ واقعی دوجانبه ارز<sup>۲</sup> در اقتصاد ایران و شرکای عمده تجاری آن (شامل کشورهای امارات متحده عربی، هند، سوئیس، کره، چین، آلمان، هلند، ایتالیا، فرانسه، پاکستان و ترکیه) با تأکید بر چگونگی اثرگذاری متغیرهای بازار مالی طی سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۹۰ بررسی شده است. دلیل

<sup>۱</sup> Guerin & Revil

<sup>۲</sup> Bilateral Real Exchange Rate

اصلی انتخاب این کشورها این است که اغلب آنها شرکای عمده کشور در سال‌های اخیر بوده‌اند (جداول سایت گمرک ایران، ۱۳۹۴).

برای دستیابی به این هدف، مقاله بدین شکل سازمان‌دهی شده است؛ در ادامه، پس از مقدمه، در بخش دوم، ادبیات موضوع مرور می‌شود؛ در بخش سوم، روش تحقیق و در بخش چهارم، یافته‌ها عرضه می‌شود؛ بخش پایانی به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص یافته است.

## ۲. مروری بر ادبیات

در این مقاله سعی می‌شود، تحلیل‌های سنتی اقتصاد کلان با لحاظ برخی مدل‌های تعیین قیمت در اقتصاد خرد تقویت شود. بر این اساس، متغیرهای جدیدی هم‌چون متغیرهای بازار مالی مورد توجه قرار می‌گیرند. بنابراین با تحلیل خصوصیات متغیرهای بازار مالی و متغیرهای بنیادی اقتصادی، حرکات نرخ ارز در چارچوب مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها تشریح می‌شود. ارزش نرخ ارز با استفاده از اطلاعات عوامل بنیادی تعیین‌کننده آن، قابل بررسی است. در این مقاله، لگاریتم نرخ ارز،  $s_t$  به عنوان ارزش تنزیل شده انتظارات بنگاه‌های خصوصی درباره ارزش آتی عوامل بنیادی ( $f_{t+i}$ ) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$s_t = (1 - \delta) \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i E_t(f_{t+i} | \Omega_t, I_{t+j}) \quad (1)$$

$(i=0,1,2,\dots, \infty, j=-1, 0, 1)$

در رابطه (۱)،  $\delta$  نشان‌دهنده عامل تنزیل،  $E$  انتظارات،  $\Omega_t$  اطلاعات بنگاه‌های خصوصی در زمان  $t$  و  $I_{t+j}$  اطلاعات بازار مالی در زمان  $t+j$  می‌باشد که اطلاعات زمان  $t$  در مورد متغیرهای بنیادی مورد انتظار را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این یک فرمول کلی است که چندین معادله نظری را در برمی‌گیرد و شامل شرایط<sup>۱</sup> UIP (برابری نرخ بهره بدون پوشش که در آن  $I$  تغییرات نرخ بهره کوتاه‌مدت است)، مدل پولی فرانکل<sup>۲</sup> (۱۹۷۹) (که به جای  $I$  تغییرات نرخ بهره بلندمدت جایگزین می‌شود) و مدل جریان دارایی ایوانز و لیونز<sup>۳</sup> (۲۰۰۲) (که در آن  $I$  جایگزین جریان دارایی شده است) می‌باشد.

<sup>۱</sup> Uncovered Interest Parity

<sup>۲</sup> Frankel

<sup>۳</sup> Evans & Lyons

شرایط UIP بیانگر این است که هرگونه اختلاف بین نرخ‌های بهره داخلی و خارجی، برابر با تغییر انتظاری در نرخ ارز است. فرانکل در مدل پولی با قیمت‌های چسبنده نرخ ارز<sup>۱</sup> (SPM) شکاف بین نرخ ارز جاری و نرخ ارز بلندمدت را متناسب با تفاضل نرخ بهره حقیقی بلندمدت دو کشور در نظر می‌گیرد. بنابراین، اگر نرخ بهره حقیقی خارجی بیش‌تر از مقدار داخلی آن باشد، سرمایه از اوراق قرضه داخلی به اوراق قرضه خارجی سرازیر خواهد شد و این امر تا زمانی که نرخ‌های بهره واقعی داخلی و خارجی با هم برابر شوند، ادامه خواهد داشت.

ایوانز و لیونز در مدل «جریان سفارش»<sup>۲</sup> بر عوامل تعیین‌کننده مبتنی بر اقتصاد خرد در زمینه جریان سفارش مالی تاکید کرده و تحلیل‌های سنتی اقتصاد کلان را با مدل‌های تعیین قیمت اقتصاد خرد تقویت کرده‌اند. از مهم‌ترین متغیرهای خرد، جریان سفارش است. جریان سفارش یک عامل تعیین‌کننده قیمت است؛ زیرا اطلاعات مربوط به بازارهای پولی و ارزی را به هم‌گرایی می‌رساند. این اطلاعات شامل هرچیزی مربوط به درک تقاضای عدم اطمینان (تفسیر اخبار، شوک‌های سمت تقاضای سفته‌بازی و تقاضای نقدینگی و غیره) است.

مطابق نظر لیونز<sup>۳</sup> (۲۰۰۱) یک مدل اقتصادی تصریح شده که تأثیر تغییرات هم‌زمان، تغییرات پیشرو و پسرو (بدون وقفه و باوقفه) را در مجموعه‌ای از  $k$  متغیر بازار مالی بر نوسانات جاری لگاریتم نرخ ارز ارزیابی می‌کند:

$$\Delta s_t = \alpha + \sum_{k=1}^n \beta_k \Delta I_{k,t+j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

هدف از این رگرسیون، انتخاب یک مدل مناسب برای توضیح حرکات نرخ ارز می‌باشد. تخمین‌ها به صورت رگرسیون‌های چند متغیره اجرا می‌شوند؛ به طوری که ترکیبات متغیرهای توضیحی با توجه به معیارهای انتخابی تعیین می‌شوند. هدف مدل، ایجاد شبکه مرتبط از متغیرهای فردی در توضیح تحرکات نرخ ارز می‌باشد.

در این مقاله، اثر متغیرهای بازار مالی و متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ ارز در چهار بخش بررسی می‌شود: نخست، نرخ ارز نسبت به شاخص‌های مبتنی بر بازده دارایی اندازه‌گیری می‌شود. از لحاظ نظری، تغییرات در نرخ بهره واقعی و شاخص قیمت سهام با

<sup>1</sup> Sticky Price Monetary Model

<sup>2</sup> Order Flow

<sup>3</sup> Lyons

تغییرات نرخ ارز مرتبط هستند و افزایش بازده نسبی در کشور مبدأ (در داخل کشور) سبب افزایش ارزش پول رایج داخلی در مقابل پول‌های خارجی خواهد شد؛ دوم، نرخ ارز توسط مجموعه‌ای از متغیرهای جریان سرمایه محاسبه می‌شود که نشان‌دهنده خالص جریان سرمایه پورتفولیو هستند. طبق نظریه بازار سرمایه تغییر در جریان خالص سرمایه در کشور بر نرخ ارز اثرگذار است؛ به طوری که افزایش در خالص جریان خروجی سرمایه در کشور مبدأ با کاهش ارزش پول داخلی مرتبط است که به دلیل افزایش تقاضا برای سایر ارزها به منظور تأمین مالی انتقال بین‌المللی دارایی‌ها می‌باشد (بروکس، ادیسون، کومار و اسلاک<sup>۱</sup>، ۲۰۰۱).

سوم، نوسانات نرخ واقعی ارز ریشه در تغییرات کسری بودجه و تورم دارد که به ترتیب دارای تاثیر منفی و مثبت بر نرخ ارز هستند. در انتها تفاوت بهره‌وری منبع اصلی شوک‌های سمت عرضه اقتصاد تلقی شده و بر نرخ واقعی ارز تأثیر می‌گذارد (کاماررو و تاماریت<sup>۲</sup>، ۲۰۰۲). در ادامه «نرخ واقعی ارز» و عوامل اثرگذار بر آن تشریح می‌شود.

#### – نرخ واقعی ارز

«نرخ ارز» عبارت است از مقدار واحدهای پول ملی که برای به دست آوردن یک واحد پول خارجی باید پرداخت شود (شاکری، ۱۳۸۹) و معمولاً به صورت نسبت بیان می‌شود. در اقتصاد بین‌المللی تمایز میان نرخ‌های اسمی و واقعی ارز از اهمیت زیادی برخوردار است. در حالی که «نرخ ارز اسمی» یک مفهوم پولی است و ارزش نسبی دو پول را مورد سنجش قرار می‌دهد، «نرخ واقعی ارز» یک متغیر حقیقی است که قیمت نسبی کالاهای تجاری و کالاهای غیرتجاری را بررسی می‌کند (ادواردز<sup>۳</sup>، ۱۹۸۸).

«نرخ واقعی ارز دوجانبه»<sup>۴</sup> ساده‌ترین شاخص برای محاسبه نرخ واقعی ارز است. این نرخ از نسبت شاخص قیمت مصرف‌کننده کشور خارجی به شاخص قیمت مصرف‌کننده کشور داخلی به دست می‌آید که همان روش موسوم به «برابری قدرت خرید (PPP)»<sup>۵</sup> است (ژانگ<sup>۶</sup>، ۲۰۰۱ و نجارزاده، ۱۳۸۸).

<sup>۱</sup> Brooks, Edison, Kumar & Slok

<sup>۲</sup> Camarero & Tamarit

<sup>۳</sup> Edwards

<sup>۴</sup> Bilateral Exchange Rate

<sup>۵</sup> Purchasing Power Parity

<sup>۶</sup> Zhang

$$RER = NER \frac{P^*}{P} \quad (۳)$$

در رابطه (۳) RER نرخ واقعی ارز، NER نرخ اسمی ارز، P شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی کشور داخلی و P\* شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی کشور خارجی است. برای اندازه‌گیری بهتر نوسانات نرخ واقعی ارز، این متغیر به صورت بازده نرخ ارز (rt) در نظر گرفته می‌شود (بروکس، ادیسون، کومار و اسلاک، ۲۰۰۱؛ کاسترن<sup>۱</sup>، ۲۰۰۹) که با فرمول زیر محاسبه پذیر می‌باشد:

$$rt = \ln(RER)_t - \ln(RER)_{t-1} \quad (۴)$$

#### - شاخص سهام

این شاخص بیانگر سطح عمومی قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس است. طبق دیدگاه «مدل‌های سهام‌گرا»<sup>۲</sup>، رابطه بازار سهام و نرخ ارز از طریق حساب سرمایه کشور توضیح داده می‌شود. در این مدل‌ها، بازار سهام نرخ ارز را هدایت می‌کند (چن و چن<sup>۳</sup>، ۲۰۱۲). براساس این مدل‌ها، هرچه بازارهای سرمایه به سمت یکپارچگی حرکت کند، تغییرات قیمت سهام و نرخ ارز بیش‌تر ناشی از جابه‌جایی‌های سرمایه خواهد بود تا تغییرات حساب جاری. این مدل‌ها شامل مدل تعادل سبب‌دارایی (برنسون، هالتونن و مسون<sup>۴</sup>، ۱۹۷۷) و مدل پولی (فرانکل، ۱۹۷۶) هستند. در مدل تعادل سبب‌دارایی، برنسون و همکاران دریافته‌اند رابطه‌ای منفی بین نرخ ارز و قیمت سهام وجود دارد. طبق این مدل رونق بازار سهام باعث جذابیت بورس برای سرمایه‌گذاران می‌شود. سرمایه‌گذاران دو دسته‌اند: ۱) سرمایه‌گذاران خارجی که با رونق بورس سرمایه خود را به کشور انتقال می‌دهند. با انتقال سرمایه به داخل کشور، عرضه ارز افزایش می‌یابد که باعث کاهش نرخ ارز می‌شود؛ ۲) سرمایه‌گذاران داخلی که در بازارهای موازی بازار ارز سرمایه‌گذاری کرده‌اند که با رونق بازار سرمایه، سرمایه خود را به این بازار انتقال می‌دهند. برای این منظور آنها باید سرمایه خود را از شکل ارز خارج کنند؛ بنابراین، عرضه ارز زیاد می‌شود و نرخ ارز کاهش می‌یابد. هردو اثر دلالت بر یک رابطه منفی میان دو متغیر

<sup>1</sup> Castren

<sup>2</sup> Stock-Oriented Models

<sup>3</sup> Chen & Chen

<sup>4</sup> Branson & Halttunen & Masson

مذکور دارد (فرانکل: ۱۹۷۶). برای مشاهده بهتر اثرگذاری شاخص سهام بر بازده نرخ ارز، قیمت سهام نیز به صورت نرخ بازدهی سهام در نظر گرفته شد.

$$ER = \ln(EI)_t - \ln(EI)_{t-1} \quad (5)$$

#### - نرخ بهره

بهره، بهایی است که به سرمایه قرض گرفته شده تعلق می‌گیرد. برای تعیین میزان اثرگذاری نرخ بهره بر نوسانات ارز معمولاً از نرخ بهره واقعی استفاده می‌شود؛ زیرا نرخ بهره اسمی در برخی کشورها از جمله ایران به صورت دستوری تعیین می‌شود. طبق تعریف صندوق بین‌المللی پول<sup>۱</sup> (IMF) نرخ بهره واقعی، نرخ بهره وام است که به وسیله تورم تعدیل شده است. براساس مدل تعادل سبب دارایی (برنسون و همکاران، ۱۹۷۷) زمانی که نرخ بهره واقعی کشوری بیش‌تر باشد، منجر به ورود سرمایه خارجی به آن کشور می‌شود. از آنجا که سرمایه خارجی تبدیل به پول داخلی و سپس سپرده‌گذاری یا سرمایه‌گذاری می‌شود، تقاضا برای پول داخلی افزایش یافته و نرخ ارز کاهش می‌یابد.

در نتیجه کاهش تقاضا برای ارز، قیمت آن کم می‌شود. همچنین کاهش نرخ بهره خارجی موجب کاهش تقاضا برای دارایی‌های خارجی و بنابراین، کاهش تقاضا برای پول خارجی می‌شود که به افزایش ارزش پول داخل (کاهش نرخ ارز) منجر خواهد شد. بنابراین  $\frac{\partial R}{\partial r^*} > 0$  است. اگر نرخ بهره داخل کاهش یابد، تقاضا برای اوراق قرضه خارجی افزایش پیدا می‌کند که منجر به کاهش ارزش پول داخل (افزایش نرخ ارز) خواهد شد. بنابراین  $\frac{\partial R}{\partial r} < 0$  است و رابطه تفاضل نرخ بهره ( $I-I^*$ ) با نرخ ارز منفی است (رحیمی بروجردی، ۱۳۷۹).

#### - جریان خالص ورودی سرمایه

طبق بانک جهانی جریان خالص ورودی سرمایه شامل جریان خالص اوراق بهاداری در قالب سرمایه‌گذاری مستقیم، سهام، سهام خزانه (آمریکایی یا جهانی) و خرید مستقیم سهام در بازارهای بورس محلی توسط سرمایه‌گذاران خارجی است. براساس نظریه پولی (فرانکل، ۱۹۷۶) و مدل بازار دارایی‌ها (برنسون و همکاران، ۱۹۷۷)، افزایش خالص جریان ورود

<sup>1</sup> International Monetary Fund

سرمایه به داخل کشور منجر به افزایش هزینه بر انواع کالاها از جمله کالاهای غیرتجاری می‌گردد. افزایش تقاضا برای این کالاها موجب افزایش قیمت آنها و در نهایت، افزایش هزینه بر کالاهای قابل تجارت نیز خواهد شد. ولی از آنجا که قیمت کالاهای قابل مبادله در یک اقتصاد کوچک در سطح بین‌المللی تعیین شده و ثابت است، افزایش تقاضا در یک کشور کوچک نمی‌تواند قیمت این کالاها را تغییر دهد؛ بنابراین، افزایش قیمت نسبی کالاهای غیرقابل تجارت، نهایتاً منجر به کاهش نرخ واقعی ارز خواهد شد (همان).

#### - جریان خالص اوراق قرضه

از نظر بانک جهانی، اوراق قرضه عبارت است از اوراق بهادار منتشر شده با نرخ بهره ثابت که دوره زمانی آن بیش از یک سال می‌باشد. این اوراق شامل جریان خالص اوراق عمومی برون‌مرزی، اوراق قرضه ضمانت شده عمومی و اوراق قرضه ضمانت نشده خصوصی هستند. طبق الگوی موازنه پورتنفولیو<sup>۱</sup> (برنسون و همکاران، ۱۹۷۷) افزایش تقاضا برای اوراق قرضه داخلی (به دلیل افزایش نرخ بهره داخلی) سبب کاهش تقاضای پول خارجی و کاهش تقاضای اوراق قرضه خارجی می‌شود. وقتی سرمایه‌گذاران اوراق قرضه خارجی و ارز را برای تهیه پول داخلی و خرید اوراق قرضه داخلی می‌فروشند، نرخ ارز کاهش می‌یابد (ارزش پول داخلی نسبت به پول خارجی تقویت می‌شود).

از سوی دیگر، افزایش نرخ بهره خارجی باعث افزایش تقاضا برای اوراق قرضه خارجی و کاهش تقاضای پول و اوراق قرضه داخلی می‌شود. هنگامی که سرمایه‌گذاران ارز را برای خرید اوراق قرضه خارجی خریداری می‌کنند، نرخ ارز افزایش می‌یابد (برنسون و همکاران، ۱۹۷۷). بنابراین، می‌توان گفت بین جریان ورودی اوراق قرضه و بازده نرخ ارز رابطه منفی وجود دارد.

#### - کسری یا مازاد بودجه دولت

کسری یا مازاد بودجه به صورت اختلاف بین دریافتی‌ها و پرداختی‌های دولت اندازه گرفته می‌شود. در طرف دریافتی‌ها، اقلام مربوط به درآمد حاصل از صادرات نفت و گاز، مالیات‌ها، فروش ارز، انحصارها و مالکیت دولت، فروش کالاها و خدمات، بهره دریافتی بابت وام‌های

<sup>۱</sup> Portfolio Balance Model



پرداختی دولت به خارج و غیره دیده می‌شود. در طرف پرداختی‌ها (مخارج)، پرداخت‌های جاری و عمرانی و کمک‌های بلاعوض دیده می‌شوند (گزارش سالانه بانک جهانی، ۲۰۱۵).  
 براساس الگوی فلدشتاین<sup>۱</sup> (۱۹۷۴) کسری بودجه به وسیله افزایش پس‌انداز خصوصی جبران نمی‌شود؛ بلکه منجر به کاهش پس‌انداز کل نسبت به تقاضای سرمایه‌گذاری و افزایش نرخ بهره واقعی می‌شود. افزایش نرخ بهره واقعی با تشویق ورود سرمایه خارجی موجب تقویت پول ملی و کاهش نرخ واقعی ارز می‌شود. همچنین براساس رویکرد نئوکلاسیک‌ها، کسری بودجه را می‌توان با وضع مالیات جبران نمود. این موضوع منجر به کاهش درآمد قابل تصرف و پس‌انداز کل نسبت به تقاضای سرمایه‌گذاری و افزایش نرخ بهره واقعی می‌شود و باعث ورود سرمایه‌های خارجی و افزایش اخذ وام از خارج می‌شود و به افزایش ارزش پول کشور و کاهش نرخ واقعی ارز می‌انجامد (تقوی و غروی نخجوانی، ۱۳۷۶).

#### - نرخ تورم

تورم، به معنای افزایش مداوم و بی‌رویه سطح عمومی قیمت‌هاست. براساس مفهوم نسبی برابری قدرت خرید<sup>۲</sup> (گوستاو کسل<sup>۳</sup>، ۱۹۲۰) از تفاضل نرخ تورم داخل و خارج از کشور می‌توان کاهش و یا افزایش ارزش پول داخلی را نشان داد. اگر نرخ تورم داخل از خارج بزرگ‌تر باشد، از قدرت رقابت‌پذیری کالاهای داخلی کاسته شده و در نتیجه، صادرات کاهش و واردات افزایش یافته و به دنبال آن، منحنی تقاضای ارز به سمت راست تغییر مکان می‌دهد و از سوی دیگر، به علت کاهش صادرات، منحنی عرضه به چپ حرکت کرده و در نتیجه، نرخ ارز افزایش می‌یابد؛ یعنی، ارزش پول داخلی با کاهش مواجه می‌شود (بروجردی، ۱۳۷۹).  
 بنابراین، رابطه تفاضل تورم و بازده نرخ ارز طبق این نظریه مثبت خواهد شد. همچنین به نظر فرانکل (۱۹۷۶، به نقل از رحیمی بروجردی، ۱۳۷۹) در مدل «قیمت‌های چسبنده»<sup>۴</sup> نرخ ارز تابعی مثبت از نرخ تورم تفاضلی بلندمدت بین کشورهای داخلی و خارجی است.

<sup>۱</sup> Feldstein

<sup>۲</sup> Weak Version of PPP

<sup>۳</sup> Gustav Cassel

<sup>۴</sup> Sticky-Price Model

### - بهره‌وری نسبی بخش قابل تجارت و غیرقابل تجارت

براساس مطالعه بالاسا-ساموئلسون<sup>۱</sup> (۱۹۶۴، به نقل از طیبی و رزی، ۱۳۹۱) نرخ واقعی ارز تابع تفاوت بهره‌وری داخلی و خارجی است. اگر با ثابت بودن بهره‌وری بخش غیرقابل تجارت در دو کشور، بهره‌وری بخش قابل تجارت داخل افزایش بیش‌تری نسبت به بهره‌وری بخش قابل تجارت خارج داشته باشد، منجر به افزایش بهره‌وری نهایی نیروی کار در این بخش خواهد شد. این امر، افزایش دستمزدها را به همراه داشته و با فرض تحرک کامل نیروی کار در میان بخش‌ها، منجر به کاهش عرضه و به تبع آن، افزایش شاخص قیمت‌های بخش غیرقابل تجارت در داخل خواهد شد. در نتیجه، شاخص قیمت کل در داخل رشد بیش‌تری از خارج خواهد داشت. طبق انتظار، نرخ واقعی ارز کاهش خواهد یافت. در واقع، چنانچه بهره‌وری بخش قابل تجارت داخل افزایش یابد؛ پول ملی نیز تقویت خواهد شد.

بهره‌وری بخش قابل تجارت از نسبت ارزش افزوده بخش قابل تجارت به نیروی کار شاغل محاسبه شده است. در محاسبه ارزش افزوده بخش قابل تجارت به پیروی از بالاسا-ساموئلسون از مجموع ارزش افزوده بخش صنعت و کشاورزی استفاده شده است. بهره‌وری بخش غیرقابل تجارت نیز با استفاده از نسبت ارزش افزوده بخش غیرقابل تجارت به نیروی کار شاغل در این بخش محاسبه شده است و در محاسبه از ارزش افزوده بخش خدمات استفاده شده است. مطالعات صورت گرفته با رویکردی خاص نرخ ارز را بررسی کرده‌اند. در ادامه، اهم پژوهش‌های تجربی ارائه می‌شود.

کاسترن<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) اثر متغیرهای بازار مالی بر نرخ ارز را با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته<sup>۳</sup> طی سال‌های ۱۹۸۶-۲۰۰۳ برای کشورهای آمریکا، انگلیس، سوئیس و ژاپن بررسی کرده است. نتایج نشان داد متغیرهای مالی حرکات کوتاه مدت نرخ ارز را توضیح می‌دهند. در بلندمدت حرکات دائمی نرخ ارز از متغیرهای اساسی اقتصاد تاثیر می‌پذیرند؛ در حالی که متغیرهای جریان مالی می‌توانند نوسانات کوتاه‌مدت ارز را توجیه نمایند.

<sup>1</sup> Balassa-Samuelson

<sup>2</sup> Castrén

<sup>3</sup> Generalized Method of Moments

اوزمن و ایلماز<sup>۱</sup> (۲۰۱۷) در مطالعه خود به بررسی رابطه بین تحرکات نرخ ارز و متغیرهای مالی برای کشورهایی چون ترکیه، برزیل، اندونزی و آفریقای جنوبی نسبت به دلار آمریکا با استفاده از رویکرد آنالیز وابستگی موجک<sup>۲</sup> در بازه زمانی ۲۰۰۵-۲۰۱۶ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد بین نرخ ارز و تفاضل نرخ بهره، پاداش ریسک و اجرای سیاست پولی توسط فدرال رزرو آمریکا رابطه معناداری وجود دارد؛ اما این رابطه مانا نمی‌باشد؛ بلکه پس از مدتی ضعیف‌تر شده و از بین می‌رود.

شیائینگ و ژیهووا<sup>۳</sup> (۲۰۱۸) رابطه بین بازارهای مالی چین و نرخ‌های ارز مبادله‌ای شامل دلار کانادا، استرالیا، نیوزلند، رئال برزیل، روبل روسیه، یورو شیلی، کرون نروژ، یورو کلمبیا و راند آفریقای جنوبی را با استفاده از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده<sup>۴</sup> (ARDL) در سال‌های ۲۰۰۵-۲۰۱۵ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد بازار سهام چین و بازار آتی یوان اثر معناداری بر برخی از نرخ‌های ارز پیش از وقوع بحران مالی جهانی در سال ۲۰۰۸-۲۰۰۹ دارد و این اثر، بعد از بحران، درباره ارزهای مبادله‌ای بیش‌تری تعمیم یافته است.

شیرین‌بخش، رجبی و امیری ماهانی (۱۳۸۸) رابطه هم‌گرایی نامتقارن بین تراز تجاری، صادرات و واردات با نرخ ارز، با استفاده از روش اندرز-سیکلاس<sup>۵</sup> (۲۰۰۱) و نیز الگوی خود بازگشت آستانه‌ای آنی (M-TAR) استفاده کرده‌اند. نتایج نشان از وجود رابطه هم‌گرایی نامتقارن بین تراز تجاری (غیرنفی)، صادرات (غیرنفی) و واردات با نرخ ارز دارد.

طیبی و رزی (۱۳۹۱) تأثیر بهره‌وری بخشی بر نرخ واقعی موثر ارز در اقتصاد ایران را در دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۰ مورد مطالعه قرار دادند و از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده کردند. نتایج این مطالعه اثر مثبت بهره‌وری بخش قابل تجارت و تأثیر معکوس بهره‌وری بخش غیرقابل تجارت بر نرخ ارز را تأیید کرد. به عبارت دیگر، نتایج این مطالعه با نظریه بالاسا-سامونلسون مبنی بر ارتباط مستقیم نرخ ارز با بهره‌وری نسبی بخش قابل تجارت کشورها مطابقت دارد.

<sup>۱</sup> Özmen & Yilmaz

<sup>۲</sup> Wavelet Coherency Analysis

<sup>۳</sup> Xiuying & Zhuhua

<sup>۴</sup> Auto Regressive Distributed Lag

<sup>۵</sup> Endres & Siklos

ابونوری، طهرانچیان و حمزه (۱۳۹۱) رابطه بین نرخ ارز واقعی موثر و شاخص صنعت بازار سهام تهران را با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) و خودرگرسیون ناهمسان واریانس شرطی چندمتغیره (MGARCH) در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۹۰ به صورت تجربی تحلیل کردند. نتایج نشان می‌دهد اثرات میانگینی بین بازارهای ارز و سهام وجود ندارد. علاوه بر این، در این پژوهش سرایت نوسانات بین بازار ارز و بازار سهام آزمون شده است. اثر نوسانات خارجی بین دو بازار وجود دارد که حاکی از اثر نوسانات گذشته در بازار سهام بر نوسانات در بازار ارز می‌باشد.

ترکی و نوشادی (۱۳۹۵) برای کشورهای عضو گروه دی-هشت شامل ایران، اندونزی، مالزی، ترکیه و پاکستان طی دوره ۲۰۰۱-۲۰۱۴ از روش‌های حداقل مربعات معمولی و رگرسیون کوانتیل<sup>۱</sup> برای نشان دادن تاثیر بازار سهام بر بازار ارز استفاده کرده‌اند. براساس نتایج، بازار سهام و ارز رابطه معنادار و منفی داشته‌اند (نظریه اثر پرتفولیوی متعادل) و زمانی که نرخ ارز بسیار بالا و یا پایین باشد، این رابطه آشکارتر است.

### ۳. روش تحقیق

در این تحقیق عوامل موثر بر نرخ ارز در ایران و ۱۱ شریک عمده تجاری آن طی دوره ۲۰۱۵-۱۹۹۰ مورد بررسی قرار می‌گیرد. این کشورها عبارت‌اند از: امارات، ترکیه، چین، هلند، سوئیس، هند، کره، آلمان، پاکستان، فرانسه و ایتالیا که شامل تعدادی کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه هستند. دلیل عمده انتخاب این کشورها این است که اغلب آنها شرکای عمده کشور در سال‌های اخیر بوده‌اند. آمار گمرک ایران در سال ۹۴، دو کشور عراق و افغانستان را جزو شرکای برتر ایران دانسته است.<sup>۲</sup> اما به دلیل نبودن داده‌های مورد نیاز در بخش بورس و اوراق قرضه از جامعه مورد بررسی حذف شده‌اند.

برای بررسی این که کدام دسته از متغیرهای بازار مالی و یا متغیرهای کلان اقتصادی در بررسی بازده نرخ واقعی ارز بیش‌ترین توضیح دهنده‌گی را دارند، مدل‌های چهار متغیره برآورد

<sup>۱</sup> Quantile Regression

<sup>۲</sup> آمار سال ۹۴ گمرک ایران در سایت اختصاصی آن به شرح زیر موجود است:

[https://www.irica.gov.ir/web\\_directory/](https://www.irica.gov.ir/web_directory/)

شده است که افزون بر در نظر گرفتن پویایی خود متغیر در برآورد تغییرات آن (که در بین متغیرهای توضیحی به صورت متغیر وابسته با یک دوره تاخیر ظاهر شده است) اثر متغیرهای دیگر را نیز مورد نظر قرار داده و رابطه بین نوسانات متغیرها را نیز برآورد می‌کند. به این منظور از فرم‌های تبعی (۶) الی (۹) استفاده می‌شود:

$$rt_{it} = \beta_0 + \beta_1 rt_{i,t-1} + \beta_2 EID_{it} + \beta_3 STID_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۶) \text{ بازده دارایی}$$

$$rt_{it} = \beta_0 + \beta_1 rt_{i,t-1} + \beta_2 NEF_{it} + \beta_3 NBF_{it} + \delta_{it} \quad (۷) \text{ جریان مالی}$$

$$rt_{it} = \beta_0 + \beta_1 rt_{i,t-1} + \beta_2 GD_{it} + \beta_3 INFD_{it} + \epsilon_{it} \quad (۸) \text{ متغیرهای کلان}$$

$$rt_{it} = \beta_0 + \beta_1 rt_{i,t-1} + \beta_2 TFDALP_{it} + \beta_3 NTFDALP_{it} + v_{it} \quad (۹) \text{ بهره‌وری}$$

در معادلات بالا  $rt_{it}$ : بازده واقعی ارز که به صورت هر واحد پول کشورهای خارجی (شامل درهم امارات، یوان چین، روپیه هند، لیر ترکیه، وون کره، یورو اروپا، فرانک سوئیس و روپیه پاکستان) به ریال ایران محاسبه شده است؛  $ERD_{it}$ : تفاوت نرخ بازده سهام که به صورت تفاضل نرخ بازده قیمت سهام کشور داخلی (ایران) از کشور خارجی (۱۱ کشور مورد نظر) می‌باشد؛  $STID_{it}$ : تفاوت نرخ بهره که به صورت تفاضل نرخ بهره واقعی ایران از هر یک از شرکا محاسبه شده است؛  $LNEF_{it}$ : لگاریتم جریان خالص ورودی سرمایه؛  $LNBF_{it}$ : لگاریتم جریان خالص اوراق قرضه؛  $GD_{it}$ : کسری (مازاد) بودجه دولت به صورت درصدی از  $GDP$ ؛  $INFD_{it}$ : تفاوت نرخ تورم به صورت تفاضل نرخ تورم ایران از کشورهای بیان شده؛  $TFDALP_{it}$ : بهره‌وری نسبی بخش قابل تجارت که به صورت لگاریتم بهره‌وری متوسط نیروی کار (بخش صنعت و کشاورزی) ۱۱ کشور شریک (کشور خارجی) نسبت به لگاریتم بهره‌وری متوسط نیروی کار ایران (کشور داخلی) محاسبه شده است؛  $NTFDALP_{it}$ : بهره‌وری نسبی بخش غیرقابل تجارت (خدمات) که همانند بهره‌وری نسبی بخش قابل تجارت محاسبه شده است. علامت \* مربوط به متغیرهای کشور خارجی است. اندیس  $i$  نشان‌دهنده کشور و اندیس  $t$  نشان‌دهنده زمان است.

از آنجا که متغیرهای جریان سرمایه و جریان اوراق به صورت خالص جریان بر حسب واحد پول کشورها در نظر گرفته شده‌اند و از نظر عددی بسیار بزرگ هستند و در تخمین‌ها نیز ضرایب ناملموسی ایجاد می‌کنند، به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند. آمار مربوط به

متغیرهای نرخ بهره واقعی، شاخص قیمت‌ها، نرخ تورم و متغیرهای جریان سرمایه برای ایران و تمام شرکای آن برگرفته از آمارهای مالی بین‌المللی<sup>۱</sup> (IFS) صندوق بین‌المللی پول (IMF) و نرخ ارز اسمی و کسری بودجه از شاخص‌های توسعه جهانی<sup>۲</sup> (WDI) بانک جهانی<sup>۳</sup> است. آمار مربوط به بهره‌وری نیز از مجموعه داده‌های بانک جهانی و سازمان جهانی نیروی کار<sup>۴</sup> استخراج شده است.

در استفاده از متغیرهای بازار مالی، معمولاً مشکلات ناهمگنی واریانس، همبستگی پیاپی و درون‌زا بودن شاخص‌ها اتفاق می‌افتد. همچنین وجود وقفه متغیر وابسته در سمت راست مدل پانل منجر می‌شود که فرض عدم خودهمبستگی میان متغیرهای مستقل و جملات اخلاص به عنوان یکی از فروض کلاسیک نقض شود. در نتیجه، روش حداقل مربعات معمولی<sup>۵</sup> نتایج تورش‌دار و ناسازگاری ارائه خواهد کرد (آرلانو و باند<sup>۶</sup>، ۱۹۹۱ و بالتاجی<sup>۷</sup>، ۲۰۰۸). روش اقتصادسنجی رایج برای حل این مشکل، استفاده از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای<sup>۸</sup> است. اما برای استفاده از این روش، یافتن متغیر ابزاری مناسب دشوار است. افزون بر این، این روش نمی‌تواند مشکل همبستگی بین متغیرهای توضیحی را حل کند و یا هم‌خطی موجود در مدل را کاهش داده و یا از بین ببرد.

بارو و لی<sup>۹</sup> (۱۹۹۶) به نقل از گرین<sup>۱۰</sup> (۲۰۱۲) برای حل این مشکل مدل گشتاور تعمیم‌یافته (GMM) را معرفی کرده‌اند. این روش به وسیله آرلانو-باند برای الگوهای پانل پویا بسط داده شده است. در این روش برای حذف تورش ناشی از درون‌زایی متغیرهای مستقل و رفع خود همبستگی به وجود آمده بین متغیر وابسته تاخیری و جملات خطا، اجازه می‌دهد تمام متغیرهای رگرسیونی حتی با وقفه، اگر همبستگی با اجزاء اخلاص ندارند به عنوان متغیر ابزاری وارد مدل شوند.

<sup>1</sup> International Financial Statistics

<sup>2</sup> World Development Indicators

<sup>3</sup> World Bank

<sup>4</sup> International Labour Organization

<sup>5</sup> Ordinary Least Squares

<sup>6</sup> Arellano and Bond

<sup>7</sup> Baltagi

<sup>8</sup> Two-Stage Least-Squares

<sup>9</sup> Barro & Lee

<sup>10</sup> Greene

۴. تخمین مدل و تحلیل یافته‌ها

طبق نتایج آزمون ریشه واحد، تمامی متغیرهای مورد بررسی در سطح  $I(0)$  مانا می‌باشند. به منظور حصول اطمینان از معنادار بودن گروه کشورهای عضو نمونه، از آزمون اثرات ثابت استفاده می‌شود. براساس نتایج این آزمون در همه کشورها فرضیه برابری عرض از مبدأها را می‌توان پذیرفت. بنابراین، می‌توان از روش داده‌های تلفیقی جهت برآورد استفاده کرد. نتایج حاصل از برآورد معادلات در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول ۱. نتایج برآورد مدل به روش گشتاورهای تعمیم یافته

RT					متغیر وابسته
نهایی	بهره‌وری	متغیرهای کلان	جریان مالی	بازده دارایی	مدل متغیرهای توضیحی
۰/۲۰۰۶** (۲/۰۳۴۹)	۰/۰۲۲۹* (۵/۴۸۷۷)	۰/۱۱۶۴ (۰/۳۶۵۹)	۰/۸۴۹۳* (۹/۹۱۴۷)	۰/۱۰۹۶*** (۱/۷۳۸۹)	RT(-1)
-۰/۰۰۵۶* (-۲/۷۶۷۶)				-۰/۰۲۱۵* (-۳/۹۰۸۳)	EIR
-۰/۰۱۷۷** (-۲/۲۲۳۲)				-۰/۲۴۹۸* (-۱۰/۷۰۵۹)	STID
-۰/۰۰۴۲** (-۲/۱۷۳۲)			-۰/۰۱۷۹* (-۳/۴۸۴۹)		NEF
-۰/۰۰۲۹** (-۲/۲۴۱۸)			-۰/۰۱۰۷** (-۲/۰۰۹۶)		NBF
۰/۰۰۸۹* (۳/۸۲۹۱)		-۰/۱۶۰۹* (-۳/۲۱۴۲)			GD
-۰/۰۱۹۵* (-۲/۷۷۹۰)		۰/۴۵۸۳* (۶/۶۷۷۶)			INFD
۶/۴۶۵۲* (۲/۹۶۰۱)	۱۳/۷۳۵* (۳/۴۹۹۴)				TDFALP
-۴/۶۲۰۹** (-۲/۰۰۳۱)	-۱۰/۷۱۳** (-۲/۳۲۸۴)				NTDFALP
۵/۵۹۴۱	۳/۸۲۵۱	۳/۰۴۷۷	۴/۸۶۹۹	۳/۰۳۴۵	J-Statistic

اعداد داخل پرانتز بیانگر مقادیر آماره  $t$  می‌باشند.

\* سطح معناداری ۹۹ درصد، \*\* سطح معناداری ۹۵ درصد، \*\*\* سطح معناداری ۹۰ درصد. منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد رفتار نرخ واقعی ارزش تحت تأثیر رفتار خود در یک دوره گذشته قرار می‌گیرد که با نتایج ادبیات، منطبق است و طبق انتظار اثر مثبت بر بازده نرخ ارزش در زمان حال دارد. در مدل (بازده دارایی) متغیر تفاوت نرخ بازده سهام و تفاوت نرخ بهره ایران از شرکای تجاری‌اش از نظر آماری معنادار و مطابق با انتظار هستند. اختلاف نرخ بهره حقیقی نشان می‌دهد با افزایش ۱۰ درصدی نرخ بهره داخلی نسبت به کشور خارجی، پول ایران  $2/4$  درصد نسبت به پول کشورهای شریک تقویت می‌شود. همچنین اثرات منفی و معناداری از بازده سهام بر بازده ارزش وجود دارد. با وجود بازده بالاتر در بازار سهام، افراد دارایی‌های خود را از بازار ارزش خارج و تبدیل به سهام می‌کنند؛ در نتیجه، قیمت ارزش کاهش می‌یابد. با افزایش ۱۰ درصد اختلاف بازده سهام ایران از سایر شرکا، پول ایران  $0/2$  درصد نسبت به واحد پول کشورهای مورد نظر تقویت می‌شود.

در مدل (جریان مالی) ضریب متغیر جریان سرمایه بیانگر این واقعیت است که اگر ورود سرمایه به ایران ۱۰ درصد افزایش یابد، سبب افزایش ارزش ریال به اندازه  $0/17$  درصد می‌شود. حجم اوراق قرضه از نظر آماری در سطح ۵ درصد معنادار شده و دارای اثر منفی بر بازده نرخ ارزش می‌باشد.

مدل (متغیرهای کلان اقتصادی) شامل نسبت کسری بودجه دولت و اختلاف تورم ایران از سایر کشورهاست. اختلاف نرخ تورم تأثیر مثبت و معنادار بر نرخ واقعی ارزش داشته است. با توجه به نتایج، افزایش تورم ایران به اندازه ۱۰ درصد نسبت به هر یک از شرکایش سبب کاهش ارزش ریال به اندازه  $4/5$  درصد نسبت به واحد پولی آنها می‌شود. بر اساس نتایج تغییر کسری بودجه باعث تغییرات معکوس نرخ واقعی ارزش و افزایش این متغیر به اندازه ۱۰ درصد سبب تقویت پول داخلی به میزان  $1/6$  درصد نسبت به ارزش پول خارجی می‌شود.

در مدل (بهره‌وری) متغیرهای بهره‌وری نسبی قابل تجارت و غیرقابل تجارت به عنوان متغیرهای سمت عرضه اقتصاد برآورد شده‌اند. علامت مثبت ضریب برآوردی متغیر لگاریتم نسبت بهره‌وری هر یک از شرکا به بهره‌وری ایران در بخش قابل تجارت، بیانگر وجود رابطه مستقیم بین این متغیر و بازده نرخ ارزش است که با نظریه بالاسا-سامونلسون (۱۹۶۴) مطابقت دارد و نشان می‌دهد با افزایش یک درصد بهره‌وری نسبی در بخش‌های صنعت و کشاورزی داخل کشور، ارزش پول ایران به اندازه ۱۳ درصد تقویت می‌شود. همچنین علامت منفی



ضریب برآوردی متغیر لگاریتم نسبت بهره‌وری در بخش غیرقابل تجارت، بیانگر وجود رابطه معکوس بین بهره‌وری بخش غیرقابل تجارت و بازده نرخ ارز است.

در مدل (نهایی) تمام متغیرهای یاد شده همزمان مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج نشان داد میان بازده ارز و بازده ارز باوقفه اثرات معنادار و مثبتی وجود دارد. یعنی، بازده ارز از مقادیر نرخ ارز در دوره‌های قبلی، تأثیرپذیر است و در بین متغیرها بیش‌ترین ضریب را به خود اختصاص می‌دهد. سایر متغیرها از نظر آماری، معنادار و از لحاظ نظری دارای علامت مورد انتظار هستند و در بین آنها متغیر تفاوت نرخ تورم به طور قابل انتظاری دارای ضریب بالاتری از سایر متغیرها است؛ زیرا تورم به طور کاملاً مستقیم با ارزش پول کشورها در ارتباط است.

در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته به منظور رفع خودهمبستگی حاصل بین متغیر وابسته تاخیری و جملات خطا، وقفه متغیرها به عنوان متغیر ابزاری در برآورد استفاده می‌شود سازگار بودن برآوردکننده‌ها بستگی به اعتبار ابزارهای مورد استفاده دارد. برای بررسی اعتبار ماتریس ابزارها از آزمون سارگان (۱۹۵۸) استفاده گردید. آزمون نشان از انتخاب مناسب متغیرهای ابزاری مورد استفاده و اعتبار ماتریس متغیرهای ابزاری به کار رفته در مدل دارد.

با توجه به مقادیر  $R^2$  معادلات برآورد شده، متغیرهای کسری بودجه دولت نسبت به GDP و تفاوت نرخ تورم ایران با تورم هریک از کشورها بیش‌ترین سهم را بر بازده نرخ ارز دارند. در رتبه دوم، متغیرهای تفاوت نرخ بهره و تفاوت شاخص کل سرمایه بیش‌ترین تأثیر را بر بازده نرخ ارز نشان می‌دهند. بدیهی است که مدل برازش شده نمی‌توانسته تمام واقعیت‌های موجود در تعیین نرخ واقعی ارز در ایران را نشان دهد؛ زیرا متغیر وابسته در دوره زمانی مورد بررسی وابستگی شدید به دخالت‌ها و سیاست‌های دولت به عنوان اصلی‌ترین عرضه‌کننده و تقاضاکننده ارز در ایران داشته است.

گفتنی است برآوردهای مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته زمانی معتبر هستند که همبستگی سریالی در جملات اخلاص نباشد. آرانو و باند (۱۹۹۱، به نقل از گرین، ۲۰۱۲) روشی را به منظور آزمون خود همبستگی مرتبه اول و دوم برای تفاضل مرتبه اول خطاها مطرح کرده‌اند که نیازمند حذف اثرات سطح پانلی است. در این آزمون باید ضریب خود رگرسیون مرتبه اول  $AR(1)$  معنادار باشد و ضریب خود رگرسیون مرتبه دوم  $AR(2)$  معنادار نباشد.

مطابق نتایج جدول (۲) ضریب متغیر خودرگرسیون مرتبه اول  $AR(1)$  در سطح یک درصد معنادار است؛ یعنی فرضیه صفر مبنی بر عدم خود همبستگی درجه اول تفاضل مرتبه اول جملات اخلال را نمی‌توان پذیرفت؛ زیرا این نوع تصریح نشان‌دهنده یک مدل پانل پویاست. در مدل پانل پویا فقط زمانی که جزء اخلال حالت ویژه دارای توزیع یکنواخت و مستقل باشد تفاضل مرتبه اول خطاها دارای همبستگی مرتبه اول می‌باشد؛ زیرا وقفه متغیر وابسته به عنوان متغیر مستقل جهت لحاظ نمودن پویایی مدل‌ها در تصریح اقتصادسنجی وارد می‌شود؛ اما وجود همبستگی سریالی در تفاضل مرتبه اول خطاها در مراتب بالاتر از یک مانند  $AR(2)$  بر این موضوع دلالت دارد که شرایط گشتاوری به منظور انجام آزمون خودهمبستگی آرانو-باند معتبر نیست (آرانو و باند، ۱۹۹۱).

جدول ۲. نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی

احتمال	آماره آزمون	آزمون آرانو-باند	مدل
۰/۰۰۲۳	-۲/۵۰۳۸۵۵	$AR(1)$	بازده دارایی
۰/۰۶۶۲	۱/۸۳۷۳۹۷	$AR(2)$	
۰/۰۰۹۴	-۲/۵۹۷۵۴۵	$AR(1)$	جریان مالی
۰/۹۰۳۱	۰/۱۲۱۷۲۱	$AR(2)$	
۰/۰۰۰۰	-۴/۱۳۴۱۹۴	$AR(1)$	متغیرهای کلان
۰/۸۰۹۸	-۰/۲۴۰۶۳۸	$AR(2)$	
۰/۰۰۵۶	-۲/۷۶۹۲۶۴	$AR(1)$	بهره وری
۰/۹۵۹۷	-۰/۰۵۰۵۵۶	$AR(2)$	
۰/۰۰۱۹	۲/۸۶۰۶۱۵	$AR(1)$	نهایی
۰/۵۱۳۰	۰/۲۰۲۳۰۸	$AR(2)$	

منبع: یافته‌های تحقیق

ضرایب متغیر خودرگرسیونی مرتبه دوم در جدول (۲) معنادار نیست. بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی سریالی درجه دوم تفاضل مرتبه اول جملات اخلال را نمی‌توان پذیرفت. می‌توان ادعا کرد در هیچ یک از آنها، تورش تصریح وجود ندارد.

## ۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این مطالعه با هدف تاثیر متغیرهای بازار مالی و متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده نرخ ارز در کشور ایران و گروهی از شرکای تجاری آن در دوره زمانی ۱۹۹۰ - ۲۰۱۵ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته صورت گرفت. نتایج به دست آمده حاکی از تاثیر معنادار اکثر متغیرهای مورد بررسی بر بازده نرخ ارز می‌باشد. نکته قابل توجه اینکه متغیر اختلاف نرخ تورم از متغیرهای مهم و تاثیرگذار بر نرخ ارز محسوب می‌شود. با توجه به این که تورم در جامعه منجر به کاهش ارزش پول داخلی و تضعیف قدرت خرید مردم می‌گردد، پیشنهاد می‌شود با استفاده از راهکارهای علمی از قبیل جلوگیری از افزایش شدید نقدینگی در جامعه و کاهش تبدیل درآمدهای نفتی به ریال، نسبت به کاهش نرخ تورم اقدام گردد تا ضمن عدم افزایش هزینه‌های تولید در مقایسه با کشورهای دیگر، قدرت رقابت‌پذیری اقتصاد ملی و بخش‌های تولیدی کشور در برابر سایر کشورهای دنیا، کم‌تر تضعیف شود.

کسری بودجه دولت از دیگر متغیرهای موثر بر نرخ ارز است. نتایج بیانگر رابطه منفی کسری بودجه و نرخ واقعی ارز می‌باشد و با نظریه فلدشتاین سازگاری دارد. از آنجا که در حال حاضر دولت به دلایلی مانند محدودیت‌های ناشی از تحریم و میزان منابع در اختیار برای پرداخت یارانه نقدی با کسری بودجه مواجه است؛ بنابراین، پیشنهاد می‌گردد دولت از محل درآمدهای حاصل از فروش ارز به قیمت‌های نزدیک به بازار، نسبت به پرداخت یارانه نقدی اقدام نکند و از این منابع در وهله اول بدهی خود به بانک مرکزی و سایر دستگاه‌های دولتی را تسویه نماید، تا هم یکی از دلایل ایجاد تورم را خنثی کند و هم این که نقدینگی لازم برای افزایش سرمایه‌گذاری در زیر ساخت‌های نفت، گاز، نیرو و غیره را تأمین نماید.

بهره‌وری نیز به عنوان یک عامل طرف عرضه می‌تواند در کنار عوامل طرف تقاضا در حفظ ارزش پول ملی به کار گرفته شود. بنابراین، توجه به افزایش بهره‌وری از طریق بهینه‌سازی مخارج دولت در تامین منابع مالی تحقیق و توسعه به خصوص در بخش قابل تجارت می‌تواند ضمن افزایش قدرت رقابتی کشور در جهت کنترل نوسان‌های ارزی نقش موثری داشته باشد. علاوه بر این توجه به افزایش بهره‌وری به ویژه در بخش قابل تجارت می‌تواند افزایش تولید، افزایش رفاه عمومی و تقویت پول ملی را به دنبال داشته باشد.

بر اساس نتایج، متغیرهای بازار مالی همچون جریان سهام و جریان اوراق قرضه تاثیر ناچیزی بر نوسانات نرخ ارز از خود نشان داده‌اند. این امر می‌تواند به دلیل عدم توسعه بازارهای مالی در ایران و برخی از کشورهای مورد بررسی برای جذب سرمایه‌های خارجی باشد. گسترش بازارهای مالی می‌تواند تاثیر مثبتی بر ارزش پول ملی کشورها داشته باشد.

از آنجا که بازار سرمایه به دلیل نوسانات اقتصادی داخلی ریسک زیادی برای سرمایه‌گذاران خارجی دارد، چندان جذابیتی برای آنها ندارد. هرچه دیدگاه سرمایه‌گذاران در مورد بازار مالی یک کشور خوش بینانه‌تر باشد، سرمایه‌گذاران خارجی ممکن است سرمایه‌گذاری خود را در بازار سهام این کشور به دلیل تقاضای سوداگرانه افزایش دهند و به طور غیرمستقیم باعث افزایش ارزش پول این کشور شوند. درواقع، اثر تعادل بازار دارایی همواره وجود ندارد. اگر بازار سهام کشور بی‌ثبات باشد، سرمایه‌های خارجی به این بازار جذب نمی‌شوند و تنها زمانی کسب سود بدیهی است که مقادیر قابل توجهی از سرمایه‌های خارجی به بازار سرمایه وارد شود و همین امر، تاثیر آشکاری بر نرخ ارز ایجاد می‌کند.

## منابع

- ابونوری، اسمعیل، طهرانچیان، امیرمنصور، حمزه، مصطفی (۱۳۹۱). رابطه بلندمدت بین بی‌ثباتی نرخ موثر واقعی ارز و شاخص بازدهی صنعت در بازار سهام تهران (رهیافت گارچ چند متغیره)، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۶ (۱۸): ۱-۱۹.
- ترکی، لیلا، نوشادی، احسان (۱۳۹۵). بررسی تاثیر شاخص قیمت سهام بر نرخ ارز در بازارهای کشورهای منتخب گروه دی-۸: رهیافت رگرسیون کوانتیل، فصلنامه اقتصاد مقداری، ۱۳ (۲): ۱-۱۹.
- تقوی، مهدی، غروی نخجوانی، سید احمد (۱۳۷۶). بیرون راندن بخش خصوصی، مجله اطلاعات سیاسی-اقتصادی، شمارگان (۱۱۵ و ۱۱۶): ۱۹۳-۱۸۴.
- رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۷۹). نظام ارزی مطلوب و رفتار نرخ واقعی ارز در مدل‌های مالیه بین‌الملل، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، تهران.
- شیرین‌بخش، شمس‌الله، رجبی، مصطفی، امیری ماهانی، نازنین (۱۳۸۸). بررسی رابطه هم‌گرایی نامتقارن نرخ واقعی ارز و تراز تجاری در ایران، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۳ (۸): ۷۹-۹۴.

- طیبی، کمیل، اسماعیلی رزی، حسین (۱۳۹۱). تأثیر بهره‌وری بخشی بر نرخ واقعی موثر ارز در اقتصاد ایران (آزمون اثر بالاسا- ساموئلسون)، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۷ (۲): ۶۰-۴۱.
- نجارزاده، رضا، آقایی خوندابی، مجید، رضایی‌پور، محمد (۱۳۸۸). بررسی تأثیر نوسانات شوک‌های ارزی و قیمتی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهیافت خودرگرسیون - برداری، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۹ (۱): ۱۷۵-۱۴۸.
- Arrelano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification in panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economics and Statistics*, 58: 277-297.
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric Analysis of panel data*, Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- Branson, W. H, Halttunen, H., Masson, P. (1977). Exchange rate in the short run: the dollar Deutsche mark rate, *European Economic Review*, 10: 303-324.
- Brooks, R., H. Edison, M. Kumar, and T. Slok (2001). Exchange rates and capital flows. IMF Working Paper. International Monetary Fund, Washington, D.C.
- Camarero, M. & Tamarit, C. (2002). A panel cointegration approach to the estimation of the peseta real exchange rate. *Macroeconomics*, 24: 371-393.
- Castren, olli (2009). Do financial variables show indicator properties relative to exchange rate returns? European Central Bank, Frankfurt.
- Edwards, Sebastian (1988). Exchange rate misalignment in developing countries, Baltimore: Johns Hopkins University. Press.
- Endres, W. & Siklos, P.L. (2001). Co-integration and threshold adjustment. *Journal of business and Economic Statistics*, 19: 166-176.
- Evans, M., & R. Lyons (2002). Order flow and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, 110(1): 170-180.
- Feldstein, Martin (1974). Perceived wealth in bonds and security: A comment. *Journal of Political Economy*, 84: 331-36.
- Frankel, J. A. (1976). Monetary approach to the exchange rate: Doctrine aspects and empirical evidence, *Scandinavian Journal of Economics*, 78: 200-224.
- Greene, W. H. (2012). *Econometric analysis*-7th edition. New Jersey, Upper Saddle River: Pearson International.
- Guérin, J.-L. & Lahrière-Révil, A. (2002) *Exchange Rate Volatility and Growth*, *mimeo*, *Economie Internationale* 88: 5-22.
- International Monetary Fund (2015). *International Financial Statistics*, IMF, Washington: <http://data.imf.org/>

- Lyons, R. (2001). The microstructure approach to exchange rates. Cambridge: MIT Press.
- Ozmen, M. Utku, Erdal, Y. (2017). Co-movement of exchange rates with interest rate differential, risk premium and FED policy in fragile economies, *Emerging Markets Review*, Elsevier, 33: 173-188.
- Worldbank, DataBank: <https://data.worldbank.org/>
- Xiuying, M., Zihua, Y. (2018). The impact of Chinese financial markets on commodity currency exchange rates, *Global Finance Journal*, 38: 186-198.
- Zhang, Z. (2001). Real exchange rate misalignment in China: an empirical investigation. *Journal of Comparative Economics*, 29: 80-94.