

چگونه شوک به عوامل داخلی بر نرخ واقعی ارز کشورهای آسیایی در حال

توسعه اثر می گذارد؟

چکیده

این مقاله به بررسی پاسخ های نرخ واقعی ارز به شوک ها در عوامل موثر بر نرخ ارز برای چهارده کشور در حال توسعه آسیایی می پردازد. این تجزیه تحلیل بر اساس یک مدل تصحیح خطای برداری ساختاری پانلی می باشد و شوک ها با استفاده از محدودیت های علامت و صفر شناسایی می شوند. پی برده شد که آزاد سازی تجارت موجب استهلاک و کاهش ارزش بهای ایمی شده و افزایش مصرف های دولتی منجر به افزایش ارزش سرمایه می شود. افزایش بازدهی بخش مبادله شده موجب افزایش ارزش سرمایه می شود ولی تاثیر آن ها فوری نیست و ممکن است برای چند سال تداوم داشته باشد. پاسخ های نرخ واقعی ارز به انقباض پولی غیر منتظره با خنثی سازی بلند مدت پول هم خوانی دارد. شواهد نشان می دهد که آزاد سازی تجارت و مصرف دولتی اثر قوی ای بر نرخ واقعی ارز دارد در حالی که اثرات شوک بازدهی بخش مبادله شده بسیار ضعیف تر است.

لغات کلیدی: مصرف دولت، سیاست های پولی، بردارمدل تصحیح خطا پانلی، بهبود بهره وری در بخش داد و

ستد ، نرخ ارز واقعی ، محدودت ها ثبت نام و صفر ، آزادسازی تجارت.

طبقه بندی JEL: C33, C51, E52, F31

1- مقدمه

مشارکت نوظهور آسیا در فعالیت اقتصاد جهانی توجه روز افزونی در سال های اخیر با تولید فرا ساحلی و برون سپاری خدماتی که نقش مهمی در صنعتی شدن سریع کشور ها نظیر چین و هند ایفا می کنند افزایش یافته است به طوری که کشورهای آسیایی در حال حاضر از دیدگاه بین المللی قدرت رقابتی بیشتری کسب کرده اند. سیاست های داخلی حمایتی موجب شده اند تا اقتصاد بسیاری از کشورهای آسیایی باز تر شده و این منجر به تحریک جریان های سرمایه گذاری بین المللی و سرمایه گذاری مربوطه شده و یک سری خطوط و ارتباطات

تجاری بین آسیا و بقیه جهان قوی تر شده است. در واقع، صندوق پول بین المللی (2007) گزارش کرده است که سهم نوظهور آسیا در جریان تجارت جهانی به بیش از یک سوم (34) درصد در 2006 رسیده است. کشور های آسیایی نیز به طور روز افزونی از طریق تجارت درون منطقه ای یکپارچه سازی شده اند که این منعکس کننده افزایش فرایند های بین صنعتی و تولید عمودی یکپارچه گردیده است (گوپتا 2012) و در عین حال جریان تجارت منطقه ای سالانه به بیش از 10 درصد از 1990 رسیده است (از حیث ارزش افزوده) (IMF 2014).

افزایش تاثیر و نفوذ آسیا در اقتصاد جهانی با یکپارچگی اقتصادی منطقه ای بیشتر بین کشور های آسیایی نشان دهنده اهمیت روز افزون نرخ واقعی ارز آسیا و سیاست های مربوطه آن است. یک نرخ ارز واقعی پایدار، کلیدی راهبرد های توسعه صادراتی موفق می باشد و نرخ های ارزی که هم سوئی و هم خوانی ضعیفی با اصول اولیه دارند می تواند منجر به بی ثباتی مالی و اقتصاد کلان در کشور های در حال توسعه شوند که این موضوع به طور ویژه ای در کتاب ادوارد (1988 الف) مورد تاکید واقع شده است. از این روی تحقیقات تجربی فعلی در خصوص عوامل موثر بر عدم همسوئی نرخ های ارز از تعادل بلند مدت و این که چگونه سیاست های اقتصادی کلان می توانند بر نوسانات نرخ واقعی ارز اثر داشته باشند به خصوص برای اقتصاد های سریعا در حال تغییر و در حال رشد آسیایی مهم است. به علاوه، اگرچه چندین کشور آسیایی نظیر چین، هند و ویتنام تحت فشار سیاسی برای افزایش ارزش پول رایج خود نسبت به دلار امریکا می باشند، باید این سوال را پرسید که چگونه می توان به این هدف رسید و یا دولت ها چگونه باید در مورد رسیدن به این هدف تلاش کنند.

اقتصاد دانان تردید دارند که اصول اقتصاد کلان نظیر تولید، آزاد سازی تجارت، مصرف دولت و نرخ بهره نقش های مهمی در تعیین نرخ ارز واقعی آسیا ایفا می کنند همان طور که در نرخ واقعی ارز کشور های پیشرفته دیده می شود با این حال اهمیت نسبی این اصول و مکانیسم هایی که از طریق آن آن ها عمل می کنند در اقتصاد کشور های پیشرفته و در حال توسعه و نیز در بخش های مختلف دنیا متغیر است.

تعداد معدودی از مطالعات تجربی وجود دارد که به طور ویژه ای بر نرخ ارز آسیایی تاکید دارند، با این حال این مطالعات پراکنده هستند و روند های اخیر را در تعامل و اثرات متقابل بین کشور های آسیایی و بقیه دنیا شامل نمی شوند.

هدف این مقاله ارایه یک بررسی معاصر از نقش آزاد سازی تجارت، بهبود تولید در بخش تجارت، سیاست پولی متناقض و مصرف دولتی بالا در توجیه نوسانات نرخ واقعی ارز در کشور های در حال توسعه آسیایی و ارزیابی عوامل موثری که هر کدام نقش مهمی دارند می باشد. هدف اصلی ما ارایه یک چارچوب تجربی است که بتواند در مورد مناظرات و بحث های سیاسی در نوسانات نرخ ارز آسیا اطلاع رسانی کند. مجموعه داده های اولیه ما شامل متغیر های مالی و اقتصاد کلان برای 14 کشور در حال توسعه در دوره 1970 تا 2008 می باشد و این با داده های جمع آوری شده از کل دنیا مقایسه شد. تحلیل ما بر روی پنل کشور ها به جای یک کشور نشان می دهد که فنون برآورد پانلی موجب بهبود کارایی برآورد های پارامتر ما می شود. ما پاسخ را در نظر گرفته و تجزیه واریانس را برای پایش الگو های مربوط به پاسخ های نرخ ارز در برابر تغییرات در اصول انجام دادیم.

مقاله ما چهار ویژگی مهم دارد. اولاً، ما اقدام به به روز رسانی منابع تجربی در خصوص رابطه بین نرخ واقعی ارز و عوامل موثر برای کشور های آسیایی در حال توسعه می کنیم که تا کنون به دلیل کمبود داده ها محدود بوده اند. دوماً ما از منابع تجربی سنتی در خصوص شناسایی شوک در مدل های اقتصاد باز با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری ساختاری افزایشی استفاده می کنیم که از پانل داده ها نیز بهره برده می شود. این مدل نه تنها روابط بلند مدت بین متغیر های خاص کشوری و نیز روابط کوتاه مدتی را که در اتو رگرسیون برداری ساختاری استاندارد مدل سازی می شود در نظر می گیرد و در عین حال به ما امکان بررسی تاثیر متغیر های کشور های خارجی را می دهد. سوماً ما یک سری محدودیت های علامت و سفر را بر روی پاسخ های آنی با استفاده از یک تابع پنالتی تحمیل می کنیم که مجموعه کوچکی از پاسخ های آنی مجاز و رویکرد بیزین را در نظر می گیرد و به این ترتیب یک عدم قطعیت برآورد پارامتر را بررسی کرده و از این روی به شناسایی غیر دقیق بردار های ضربه ای یا آنی می پردازد. استفاده از محدودیت های علامت امکان تعریف شوک های سیاسی اقتصادی معنی دار را می دهد. چهارماً، دیفرانسیل یا اختلاف تولید بخشی با استفاده از طبقه بندی جدید صنایع مبادله ای و غیر مبادله ای توسط دامورکیتی (2012) ایجاد می شود. این طبقه بندی از داده های قیمت و تجارت برای تولید طبقه بندی های متغیر زمانی صنایع استفاده کرده و ما از آن برای ایجاد شاخص تولید در بخش مبادله شده نسبت به بخش غیر مبادله ای استفاده می کنیم. ما از این متغیر تولید و بهره وری جدید برای فرضیه بالزا 1964- سالسون 1964 استفاده می کنیم.

پی برده شد که نوسانات تولید در بخش مبادله ای ایجاد یک افزایش ارزش سرمایه واقعی می شود که توسط فرضیه BS پیش بینی شده است با این حال این تاثیر بر روی نرخ واقعی ارز فوری نیست و بعد از 5 سال از بین می رود. این از حیث فشار های سیاسی اخیر بر روی اقتصاد سریع در آسیا برای افزایش ارزش پولی وجود داشته است. سایر نتایج تحلیل پاسخ آنی از مسیر های محتمل واکنش نرخ ارزی پیشنهادی توسط ادوارد (1988 ب ، 1989) و سایر مدل های نظری پشتیبانی می کند. اولاً، شواهد قوی وجود دارد که نشان می دهد که آزاد سازی تجارت موجب افزایش ارزش دایمی سرمایه شده و نقش مهمی در نوسانات نرخ ارز به خصوص در کوتاه مدت ایفا می کند. این نشان می دهد که بیشتر تغییرات در نرخ ارز واقعی توسط تجارت تعیین می شود. دوماً، افزایش مصرف دولت منجر به افزایش ارزش سرمایه می شود. دولت ها باید از این موضوع در استفاده از سیاست مالی موثر بر اقتصاد آگاه باشند. سوماً پی برده شد که سیاست پولی اثر بلند مدت بر نرخ ارز واقعی ندارد. ادامه این مقاله به صورت زیر سازمان دهی شده است. بخش 2 مروری بر منابع دارد. بخش 3 یک پیش زمینه نظری را ارائه می کند. بخش 4 اقدام به مدل سازی شناسایی روش های مورد استفاده برای بازیابی شوک ها می کند. بخش 5 مجموعه داده ها، روش اقتصادسنجی و تحلیل تجربی را ارائه می کند. بخش 6 شامل نتیجه گیری است.

2- منابع مربوطه

دو دسته از مطالعات مربوطه وجود دارند. اولین دسته شامل مطالعات بر روی عوامل موثر بر نرخ ارز واقعی می باشند. شواهد و کار های تجربی اولیه در این رابطه بر مقایسات مقطعی و فنون سری زمانی استاندارد تاکید دارند. این خود می تواند منجر به برآورد غیر دقیق و آزمون های فرضیات کلی در خصوص کوچک بودن نمونه ها شود. مطالعات اخیر از روش های هم انباشتگی داده های پانلی استفاده کرده اند. چین (1999) مدل تصحیح خطای پانلی را برای چهارده کشور OECD برآورد کرده و نشان می دهد که افزایش در تولید بخش تجاری منجر به افزایش بلند مدت ارزش سرمایه می شود در حالی که هزینه های دولتی و مدت مبادله اثری بر روی نرخ ارز واقعی ندارد. این نتایج با کار های گالتیزان و لین (2009) ندارند. به طور مشابه، ریکی و همکاران (2013) از حداقل مربعات معمولی دینامیک استفاده کرده و بر 48 اقتصاد نوظهور و صنعتی تاکید کردند. این مطالعه نشان

می دهد که افزایش دارایی خارجی خالص، تولید کالاهای قابل تجارت نسبت به سایر کالاها، مدت زمان قرار داد، محدودیت های تجارت و مصرف دولتی منجر به افزایش ارزش پول می شود.

دومین دسته از منابع که ارتباط تنگاتنگی با این مطالعه دارد شامل کار های تجربی انجام شده بر روی محدودیت های علامت نظری بر روی پاسخ های آنی است. محدودیت های علامت در طی سال های اخیر توجه زیادی را به خود جلب کرده اند زیرا آن ها از استفاده از محدودیت های شناسایی قوی اجتناب می کنند. آن ها برای بررسی شوک های سیاستی پولی برای اندازه گیری اثرات شوک های هزینه دولتی و مطالعه شوک های تولید استفاده می شوند (ددولا و نری 2007، گوستی و همکاران 2014، پرسمن و استراب 2009).

بسیاری از منابع قبلی در خصوص تعیین نرخ ارز بر کشور های در حال توسعه تاکید داشته اند و هدف آن ها توضیح اثرات شوک ها بر روی نرخ ارز واقعی نبوده است. به علاوه مقالات موجود به بررسی اثرات علی عوامل نرخ ارز موثر بر نرخ ارز واقعی با اتکا بر مطالعه روابط هم انباشتگی می پردازند. کمبود های مربوط به این روش این است که حضور رابطه هم انباشتگی اطلاعاتی در خصوص جهت علیت در اختیار نمی گذارد و از این روی مطالعه هم انباشتگی نمی تواند دینامیک های کوتاه مدت را شفاف سازی کنند.

در این مقاله، تاکید ما بر رفتار نرخ ارز واقعی در کشور های در حال توسعه آسیایی است. مسئله برآورد مربوط به محدودیت داده ای کشور های در حال توسعه با استفاده از روش های داده های پانلی حل می شود. برای ایجاد تولید و بهره وری بخشی ما از طبقه بندی جدید معرفی شده توسط دامرگیتی (2012) استفاده می کنیم که امکان بررسی ناهمگنی خاص کشوری را در هر صنعت و تغییرات در طبقه بندی می دهد. به علاوه، ما مطالعات قبلی را توسعه می دهیم که بیشتر بر روابط هم انباشتگی برآورد شده با استفاده از تحلیل پاسخ آنی برای بررسی اثرات علی عوامل موثر بر نرخ ارز در کوتاه و بلند مدت تاکید دارد.

3- ملاحظات نظری

چندین مدل نظری برای بررسی رفتار نرخ ارز واقعی کشور های در حال توسعه در پاسخ به تغییرات در عوامل موثر بر آن معرفی شده اند. مثال هایی از این مطالعات شامل Balassa (1964), Rogoŝ و Obstfeld و Samuelson (1964), Dornbusch (1976), Edwards (1988b, 1989) (1996) می باشند. اگرچه همه این مدل ها از اصول ریز تر با یک چارچوب دو بخشی استفاده می کنند (بخش

های مبادله ای و غیر مبادله ای)، برخی از فرضیات اساسی و بنیادین آن ها با هم تفاوت دارند. زیر بخش های زیر در مورد مدل هایی بحث می کنند که این مدل ها برای بررسی پاسخ های نرخ ارز واقعی به شوک های مورد نظیر یعنی آزاد سازی تجارت، مصرف دولت، بازدهی و سیاست پولی استفاده می شود.

3-1 نرخ واقعی ارز در اقتصاد باز کوچک

ادواردز (1988ب) یک مدل دینامیک را برای اقتصاد در حال توسعه کوچک باز ایجاد می کند که دارای سیستم ارز واقعی اسمی دو گانه می باشد و از آن برای بررسی اثرات سیاست های مختلف موثر بر نرخ ارز بهره می برد. این مدل از نرخ ارز آزادانه تعیین شده برای تراکنش های مالی و نیز نرخ ارز کنترل شده برای تراکنش های تجاری استفاده کرده و دومی امکان نا همسو سازی نرخ ارز واقعی را داده و از این روی تمایزی بین نوسانات کوتاه و بلند مدت در نرخ ارز واقعی ایجاد می کند.

این مدل فرض می کند که اقتصاد متشکل از مصرف کننده ها، تولید کننده ها و دولت است و به این ترتیب تولید کالاهای قابل صادرات و غیر قابل مبادله می کند و کالاهای قابل واردات و غیر قابل مبادله را مصرف می کند. سیستم نرخ ارز دو گانه شامل نرخ ارز اسمی ثابت برای تراکنش های تجاری و نرخ ارز اسمی شناور آزاد

برای تراکنش های مالی است که منجر به افزایش اسپرید نرخ ارز $\rho = \delta/E$ می شود. دارایی کل (A) این کشور بر حسب پول رایج داخلی جمع پول داخلی و خارجی است و اگرچه هیچ گونه نوسان سرمایه بین المللی وجود ندارد، یک شوک اولیه مثبت از پول خارجی وجود دارد. یک فرض کلیدی این است که یک رابطه منفی

بین نسبت مطلوب پول واقعی داخلی با پول خارجی واقعی و نرخ استهلاک نرخ آزاد وجود دارد: $\left(\frac{\dot{\delta}}{\delta}\right)$ یعنی

$$\frac{\partial \sigma}{\partial \left(\frac{\dot{\delta}}{\delta}\right)} < 0. \quad \frac{m}{\rho F} = \sigma \left(\frac{\dot{\delta}}{\delta}\right)$$

این مدل از تعرفه ورودی (τ) استفاده می کند که درآمد و سود آن به حالت تکه ای باز توزیع می شود. نرمال

سازی قیمت کالاهای صادراتی از حیث پول خارجی برابر با 1 باشد $(P_X^* = 1)$ ، آنگاه PN قیمت کالاهای

غیر قابل مبادله بوده و $P_M (P_M^*)$ قیمت کالاهای قابل واردات است که شامل تعرفه واردات است و از این

روی ما $P_M = EP_M^* + \tau$, را داریم و برای دولتی که G را مصرف می کند شامل کالاهای وارداتی و غیر

قابل مبادله است که $G = P_N G_N + EP_M^* G_M$ است. مصرف دولتی واقعی را می توان از حیث

کالاهای صادراتی نوشت

$$g = g_N + g_M,$$

که $g = \frac{G}{E}$, $g_N = \frac{G_N P_N}{E}$ and $g_M = P_M^* G_M$ می باشد. هزینه دولت از طریق مالیات های

غیر انحرافی (t) تامین مالی می شود به طوری که تعادل ساکن نشان می دهد که $G = t$ است. در صورتی که

ایجاد اعتبار داخلی با توجه به نرخ تغییرات در ارز تجاری پایدار باشد، آن گاه $G = t + \dot{D}$. خواهد بود.

تقاضای خصوصی برای کالاهای وارداتی و غیر قابل مبادله به صورت تابعی از قسمت نسبی کالاهای وارداتی به

کالاهای غیرمبادله ای ($e_M = P_M/P_N$) و سطح دارایی های واقعی از حیث کالاهای صادراتی مدل سازی می

شود. از این روی

$$\frac{\partial C_M}{\partial e_M} < 0, \frac{\partial C_M}{\partial a} > 0; \text{ که } C_M = C_M(e_M, a), \text{ است}$$

$$\frac{\partial C_N}{\partial e_M} > 0, \frac{\partial C_N}{\partial a} < 0. \text{ که } C_N = C_N(e_M, a), \text{ است}$$

عرضه هر دو کالای Q_N و Q_X تابعی از $e_X = E/P_N$ می باشد که قیمت کالاهای صادراتی

را نسبت به کالاهای غیرمبادله ای اندازه گیری می کند. لذا داریم $(P_X^* = 1)$

$$\frac{\partial Q_X}{\partial e_X} > 0; \text{ که } Q_X = Q_X(e_X),$$

$$\frac{\partial Q_N}{\partial e_X} < 0. \text{ که } Q_N = Q_N(e_X),$$

می باشد.

این مدل حساب جاری را از حیث پول رایج خارجی یا ارز تعریف می کند

$$CA = Q_x(e_X) - P_M^* C_M(e_M, a) - P_M^* G_M,$$

و شوک ذخایر بین المللی در ارزش خارجی بر طبق $\dot{R} = CA$ انباشته می شود

سهام داخلی پول سپس بر اساس $\dot{M} = \dot{D} + E\dot{R}$ انباشته می شود. در نهایت، مدل، نرخ ارزش واقعی را به صورت زیر تعریف می کند

$$q = \frac{E[\alpha P_M^* + (1 - \alpha) P_X^*]}{P_N} \quad (1)$$

تبادل بلند مدت نشان داده شده توسط این مدل مستلزم تعادل داخلی و خارجی است. تعادل داخلی مستلزم این است که بازار کالاهای غیر قابل تجارت پاک باشد به طوری که

$$C_N(e_M, a) + G_N = Q_N(e_X). \quad (2)$$

ادوارد 1988 ب از (2) استفاده کرده و نشان داده است که قیمت تعادل کالاهای غیر قابل تجارت را می توان به صورت زیر نشان داد

$$\frac{\partial v}{\partial a} > 0, \frac{\partial v}{\partial g_N} > 0, \frac{\partial v}{\partial P_M^*} > 0, \frac{\partial v}{\partial \tau} > 0. \quad \text{که } P_N = v(a, g_N, P_M^*, \tau),$$

بیان یا تعادل داخلی مستلزم این نیست که حساب فعلی صفر باشد بلکه تعادل خارجی مستلزم این است که محدودیت بودجه خارجی یعنی مجموعه حساب های جاری آینده و فعلی برابر صفر باشد. این با جریان سرمایه

پایدار در بلند مدت ($CA = \dot{R} = 0$) و سیاست مالی پایدار ($\dot{D} = 0$) هم خوانی دارد. ادوارد ها از

این ملاحظات و معادله 3 استفاده می کند تا نشان دهد که نرخ ارزش واقعی تعادل بلند مدت به صورت زیر است

$$q_{LR} = v(m_0 + \rho_0 F_0, g_{N_0}, P_{M_0}^*, \tau_0), \quad (4)$$

که زیر نویس 0 نشان دهنده متغیر در سطح حالت پایدار بوده و $m = M/E$ می باشد. معادله 4 نشان می دهد که نرخ ارزش تبادل بلند مدت تنها تابعی از متغیر های واقعی موسوم به اصول می باشد. این اصول هم در کوتاه و هم در بلند مدت تغییر می کنند و طبیعتاً تحت تاثیر متغیر های اقتصاد کلان قرار دارند. به علاوه هر دو

متغیر های پولی و واقعی بر نرخ ارز واقعی کوتاه مدت اثر دارند زیرا متغیر های پولی بر مقدار کوتاه مدت a و PN اثر دارند. مدل تجربی تعریف کننده نرخ ارز واقعی مشابه با 1 بوده و هر دو متغیر های واقعی و اسمی را در نظر می گیرد.

ادوارد به مطالعه پیامد ها و اثرات کوتاه و بلند مدت این مدل از طریق یک نمودار فازی می پردازد که از جدول زمانی با شیب صعودی $\dot{p} = 0$ (نحت $\dot{p} = \rho L(m/\rho F)$ با $L'(\cdot) < 0$) و شیب نزولی $\dot{m} = 0$ استفاده می کند و به این ترتیب $\dot{m} = Q_X(e_X) - C_M(e_M, a) + g_N - t/E$ است).

حقیقت این است که P نشان دهنده اسپرید بین یک نرخ ارز شناور و یک نرخ ارز ثابت می باشد که امکان پوشش دادن تغییرات را در رژیم های نرخ ارز از طریق تغییرات در جدول $\dot{p} = 0$ می دهد. اگرچه این نسخه از مدل از جریان های سرمایه مستقیما استفاده نمی کند، با این حال بیان می دارد که منابع خارجی سرمایه برای دولت و سپس برای تعدیل محدودیت های بودجه خارجی بر اساس آن تنظیم می شود. جزییات بیشتر در مطالعه ادوارد 1989 آمده و نشان می دهد که جریان سرمایه و سایر استراحت های کنترل ارزی منجر به افزایش تقاضا برای کالاهای غیر قابل مبادله و افزایش ارزش نرخ ارز واقعی می شود.

3-1-1 پاسخ نرخ ارز واقعی به آزاد سازی تجارت

می توان از مدل فوق برای بررسی اثرات آزاد سازی مبادله بر روی نرخ ارز واقعی استفاده کرد. آزاد سازی تجارت ایجاد شده با n کاهش در تعرفه های وارداتی موجب افزایش تقاضا برای کالاهای مبادله شده از طریق کاهش در e_M می شود با این حال جایگزینی کالاهای قابل تجارت به جای غیر قابل تجارت نیز منجر به کاهش کالاهای غیر قابل تجارت می شود با این حال با کاهش در e_M و افزایش در e_X تناقض دارد.

اثر خالص این تغییرات می تواند موجب تغییر $\dot{m} = 0$ در هر جهت شود با این حال با فرض این که اثر

مستقیم e_M بر روی کالای مبادله شده غالب تر است، این موجب تغییر $\dot{m} = 0$ به سمت چپ شده و از

این روی کاهش بلند مدت در p و m را به دنبال دارد که به صورت کاهش متناظر در دارایی های واقعی a و

تقاضا برای کالاهای غیر قابل تجارت $(C_M(e_M, a))$ ، و استهلاک بلند مدت متناظر در نظر گرفته می شود.

3-1-2 پاسخ نرخ ارز واقعی به مصرف دولتی انبساطی

ما از مدل فوق برای تحلیل اثر تغییرات در مصرف دولتی بر روی نرخ ارز واقعی استفاده می کنیم. در صورتی که این افزایش را به صورت افزایش در تقاضای دولت برای g_N غیر قابل مبادله تفسیر کنیم، آن گاه این منجر به افزایش تقاضا و افزایش قیمت کالاهای غیر قابل مبادله می شود و در نهایت موجب افزایش ارزش سرمایه واقعی می گردد. با این حال صرف نظر از ترکیب کالاهای غیر قابل مبادله و قابل مبادله، مصرف دولت توسط وام های دولتی که باید باز پرداخت شود تامین می شود. این افزایش مالیات t منجر به کاهش دارایی های خانوار و کاهش متناظر در تقاضا برای کالاهای غیر قابل مبادله و استهلاک واقعی می شود. با توجه به این دو کانال، اثر افزایش در مصرف دولتی، از پیش تعریف نشده است زیرا بستگی به مجموع این دو اثر دارد، نقطه ای که با برنامه زمانی $m=0$ تقویت می شود. مطابق با مطالعه ادوارد 1989 و فرض این که هزینه دولتی بر روی کالاهای غیر قابل مبادله است، انتظار داریم که کانال اصلی نقش غالب تری را داشته باشد و به این ترتیب این منجر به افزایش بهای سرمایه در پاسخ به افزایش مصرف دولتی می شود.

3-1-3 پاسخ نرخ واقعی ارز به رشد بازدهی و تولید بخش مبادله شده

توضیح و توجیه شناخته شده رابطه بین نرخ ارز واقعی و دیفرانسیل تولید و بهره وری بین کالاهای مبادله شده و نشده، فرضیه بالزا 1964- سامئلسون 1964) می باشد. ادله اصلی این است که رشد بازدهی زیاد در بخش های مبادله شده (با توجه به این که رشد بازدهی و تولید در بخش مبادله نشده برای بسیاری از کشور ها پایین است)، منجر به افزایش دستمزد در بخشهای مبادله شده می شود و این افزایش دستمزد را در بخش های مبادله نشده به دلیل نوسانات و تحرک نیروی کار در پی دارد. سپس کالاهای مبادله نشده به این معنی خواهد بود که افزایش قیمت کالاهای مبادله نشده در خانه نسبت به خارج منجر به افزایش ارزش بهای بلند مدت یا افزایش ارزش پولی داخل می شود.

اثرات افزایش بازدهی و تولید را می توان با مدل ادوارد که در بالا گفته شد تجزیه تحلیل کرد. برای مثال، افزایش تولید و بازدهی در بخش مبادله شده را می توان با تغییرات در $Q_X(ex)$ توجیه کرد به طوری که $Q_X^{New}(ex) > Q_X(ex) \forall ex$ می باشد. این موجب تغییر جهت $\dot{m} = 0$ به سمت راست شده و در مهیبت منجر به افزایش بهای سرمایه واقعی بلند مدت از طریق افزایش ثروت می شود. با این حال اثر بهبود تولید در بخش مبادله نشده شفافیت کم تری دارد زیرا نوسانات نسبی عرضه و تقاضا با کالاهای غیر قابل تجارت تعیین کننده این است که آیا قیمت کالاهای مبادله نشده PN افزایش می یابد یا کاهش و این به نوبه خود بر جهت اثرات در تقاضا برای واردات $C_M = C_M(e_M, a)$ و عرضه صادرات $Q_X(ex)$ تاثیر دارد. از این روی پیشرفت فناوری می تواند منجر به استهلاک واقعی و یا افزایش نرخ ارز واقعی بسته به نوع بخش اقتصادی متاثر شود و یا بسته به این که آیا اثرات عرضه یا تقاضا غالب است. ادوارد (1989) به بررسی این مسائل به طور مفصل پرداخته و به این نتیجه رسیده است که افزایش ارزش سرمایه و پولی بیش از استهلاک بلند مدت است.

3-1-4 پاسخ نرخ ارز واقعی به سیاست پولی انقباضی

فرضیه "جهش زیاد" درنبوش (1976) یک تئوری معیار مورد استفاده برای بررسی اثرات سیاست پولی بر نرخ ارز واقعی است. مدل دورنبوش بر اساس سه فرض اساسی است: چسبندگی قیمت، برابری بدون پوشش بهره و برابری قدرت خرید بلند مدت (PPP). اقتصاد کوچک، سرمایه کاملاً متحرک و پویا و سرمایه گذاران دارای انتظارات منطقی می باشند. بر طبق این مدل، افزایش پیش بینی نشده در نرخ بهره داخلی موجب می شود تا دارایی های داخلی برای سرمایه گذاران جذاب باشد و این موجب می شود تا جریان داخلی خالص در سرمایه افزایش یابد و عرضه پول خارجی بیش تر شود. در نتیجه، قیمت پول خارجی به طور قابل توجهی در کوتاه مدت کاهش می یابد و این منجر به افزایش ارزش پولی اولیه نرخ داخلی می شود که از سطح تعادل بلند مدت جدید می تواند جهش زیادی داشته باشد. با این حال، استهلاک یا کم بها شدن پول داخلی در آینده مطابق با UIP انتظار می رود و سطح قیمت به تدریج مطابق با تعادل جدید در بلند مدت است. از این روی افزایش ارزش

سرمایه کوتاه مدت فراتر از ارزش بلند مدت آن منجر به کاهش ارزش به مقدار نهایی برای اطمینان از UIP و PPP بلند مدت می شود.

4- مدل و روش شناسایی

مدل ما مربوط به 14 کشور در حال توسعه در شرق و جنوب آسیا

چین، مالزی، اندونزی، فیلیپین، تایلند، هند، پاکستان، سریلانکا، ویتنام، برونئی، میانمار، بنگلادش، نپال، تایوان و شامل متغیرهای داخلی و خارجی می باشد. به جای استفاده از متغیرهای ایالات متحده به عنوان شاخصی برای متغیرهای خارجی، در زمان ایجاد متغیرهای خارجی ویژه یک کشور، ما سی و دو کشور را در نظر می گیریم.¹ اگر $g_{i,t}$ به صورت بردار $k \times 1$ از متغیرهای داخلی باشد و $g_{i,t}^*$ به صورت بردار $k^* \times 1$ از متغیرهای خارجی خاص کشوری و عوامل جهانی باشد، هر متغیر خارجی سطح کشوری به صورت میانگین وزنی متغیرهای داخلی همه مناطق و کشورهای دیگر ایجاد می شود

$$g_{i,j,t}^* = \sum_{l=1}^{32} w_{i,j,l} g_{l,j,t}, \quad i = 1, 2, \dots, N,$$

که $N (= 14)$ تعداد کشورها در مدل و $g_{i,j,t}(g_{i,j,t}^*)$ عنصر $g_{i,t}(g_{i,t}^*)$ متناظر با متغیر l است.

از این روی کشورهای شاخص i و متغیرهای شاخص j در نظر گرفته می شوند. بعد از بررسی منابع، ما از طرح وزن دهی بر اساس گزارش تجارت دو جانبه استفاده می کنیم تا اهمیت نسبی کشور j نسبت به کشور i در نظر گرفته شود. به ویژه به ازای هر متغیر j ، $w_{i,j,l}$ سهم تجارت کشور j در مبادله و تجارت کل (صادرات +

$$\sum_{l=1}^{32} w_{i,j,l} = 1 \quad \text{و} \quad w_{i,j,i} = 0 \quad \text{که واردات) کشور } i \text{ با همه شرکای تجاری آن است به طوری که}$$

¹ علاوه بر چهارده کشورهای در حال توسعه آسیایی، مجموعهای از کشورهای شامل، یورو منطقه انگلستان (آلمان، فرانسه، ایتالیا، اسپانیا، هلند)، نروژ، سوئد، سوئیس، استرالیا، نیوزیلند، کانادا، ایالات متحده، کره، ژاپن، سنگاپور، برزیل، مکزیک، شیلی، آرژانتین، آفریقای جنوبی و ترکیه حال توسعه / توسعه غیرکشور ارائه شده در IMF's چشمانداز اقتصاد جهان در منتشر دهم در آوریل 2012، در نظر گرفته شدند ژاپن، کره جنوبی و سنگاپور به عنوان کشورهای در حالت توسعه طبقه بندی شده است.

4-1 مدل اتورگرسیون بردار ساختاری

مدل پانلی برای گروهی از کشور های در حال توسعه آسیایی ایجاد می شود زیرا استفاده از روش های داده های پانلی موجب بهبود قدرت با توجه به تست های هم انباشتگی اولیه و بهبود کارایی برآورد های پارامتر کوتاه و بلند مدت می شود. فرض کلیدی برای اهداف برآورد و استنباط این است که متغیر های خارجی و جهانی به طور ضعیفی برون زا بوده و با درجه محدود وابستگی ضعیف در شوک های غیر طبیعی هم خوانی دارد. برای رسیدن به این هدف فرض می شود که همه اقتصاد ها در مدل نسبت به اقتصاد جهان کوچک می باشند این منطقی است با توجه به این که گروه کشور های ما متشکل از کشور های در حال توسعه است. وقتی که مدل برآورد شد، تست های رسمی برون زایی ضعیف برای متغیر های خارجی و جهانی انجام شده و نتایج تست این فرض را رد نمی کنند.

ما از تست همبستگی سریالی باقی مانده برای انتخاب یک مدل اتورگرسیون برداری انباشته ($VARX^*$) استفاده کرده و نشان می دهیم که چهار تاخیر متغیر داخلی وی ک تاخیر متغیر های خارجی یک دینامیک مناسب را برای مجموعه فرا هم می کند. مدل $VARX^*(4,1)$ حاصله به صورت زیر است

$$g_{i,t} = \Phi_1 g_{i,t-1} + \Phi_2 g_{i,t-2} + \Phi_3 g_{i,t-3} + \Phi_4 g_{i,t-4} + \Psi_0 g_{i,t}^* + \Psi_1 g_{i,t-1}^* + u_{i,t}, \quad (5)$$

به ازای $t = 1, 2, \dots, T$ و $i = 1, 2, \dots, N$ است. تفسیر ما این است که Φ_1, Φ_2, Φ_3 و Φ_4

ماتریس های $k \times k$ از ضرایب مربوط به متغیر های تاخیری درون زا و داخلی می باشند، Ψ_0 و Ψ_1 به

صورت ماتریس های $k \times k^*$ از ضرایب مربوط به متغیر های برون زا و خارجی ضعیف می باشند و از این روی

بردار $k \times 1$ $u_{i,t}$ از بقایای کاهش یافته با ماتریکس واریانس کواریانس $\Sigma = E[u_{i,t} u_{i,t}']$: به ازای

همه t می باشد. اثرات ثبات خاص کشور در مدل ما از طریق استفاده از متغیر های ساختگی تعیین شده و ما

از متغیر ساختگی دیگر برای بررسی تغییرات ساختاری استفاده می کنیم. ما از زیر مجموعه ای از ابزار های

مقطعی برای توجیه همبستگی فرا کشوری استفاده می کنیم که از 5 برای ساده سازی معادله استفاده می شود.

مدل تصحیح خطای برداری شرطی متناظر به صورت زیر است

$$\Delta g_{i,t} = -\Pi z_{i,t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3 + \Phi_4)\Delta g_{i,t-1} - (\Phi_3 + \Phi_4)\Delta g_{i,t-2} - \Phi_4\Delta g_{i,t-3} + \Psi_0\Delta g_{i,t}^* + u_{i,t},$$

$$\Pi = (I - \Phi_1 - \Phi_2 - \Phi_3 - \Phi_4, -\Psi_0 - \Psi_1) \text{ and } z_{i,t-1} = (g'_{i,t-1}, g'^*_{i,t-1})', \quad (6)$$

که

و روابط هم انباشتگی بین متغیرها در ماتریکس $k \times (k + k^*)$ خلاصه شده است. اگر رتبه 2 به صورت

باشد، $r \leq k$ آنگاه r رابطه بلند مدت بین متغیرها وجود خواهد داشت و ماتریکس 2 به صورت

نوشته می شود که α ماتریکس $k \times r$ از ضرایب تعدیل بوده و β روابط ماتریکس $\Pi = \alpha\beta'$,

می باشد که نشان دهنده روابط بلند مدت r است. ما از روابط هم انباشتگی $(k + k^*) \times r$ استفاده $\hat{\beta}$

می کنیم که با تست های هم انباشتگی پشتیبانی شده و روش های توصیف شده در 2-5 و 3-5 برای برآورد

موارد زیر استفاده می شود

$$\Delta g_{i,t} = B_0 ecm_{i,t-1} + B_1 \Delta g_{i,t-1} + B_2 \Delta g_{i,t-2} + B_3 \Delta g_{i,t-3} + B_4 \Delta g_{i,t}^* + u_{i,t}, \quad \text{where} \quad (7)$$

$$ecm_{i,t-1} = \hat{\beta}' z_{i,t-1}, B_0 = -\alpha, B_1 = -(\Phi_2 + \Phi_3 + \Phi_4), B_2 = -(\Phi_3 + \Phi_4), B_3 = -\Phi_4 \text{ and } B_4 = \Psi_0.$$

ما اکنون به بررسی پاسخ های آنی شوک های ساختاری اقتصادی مربوط به VARX^* در (5) می پردازیم.

همبستگی متقابل بین k عنصر $u_{i,t}$ در (5) مانع از تفسیر هر عنصر در $u_{i,t}$ می شود که به شکل یک

شوک ساختاری جدا گانه می باشد و ما می توانیم به طور مجزا شوک های ساختاری را از طریق ماتریکس A

شناسایی کنیم به طوری که $A^{-1}u_{i,t} = v_{i,t}$ و $E(v_{i,t}v'_{i,t}) = I_k$ زیرا عناصر k در $v_{i,t}$

مستقل است. A تحت این استقلال در چارچوب $v_{i,t}$ بوده و از این روی A به طوری انتخاب می شود تا

اطمینان حاصل شود که عناصر در $v_{i,t}$ دارای تفاسیر اقتصادی معنی دار می باشند. با در نظر گرفتن عناصر

در k $v_{i,t}$ به صورت شوک های اساسی و $u_{i,t} = Av_{i,t}$ می توانیم بگوییم که J امین ستون A ، اثرات

بر روی بردار $u_{i,t}$ شوک واحد از جی امین عنصر از $v_{i,t}$ می شود (با فرض این که شوکی به عناصر دیگر $v_{i,t}$ وارد نمی شود).

4-2 محدودیت های علامت با رویکرد تابع پنالنتی

علامت های سنتی عمدتاً بر اساس محدودیت های بلند مدت یا معاصر می باشند. نتایج این روش ها بستگی به تجزیه انتخاب شده ماتریکس واریانس دارد. این منجر به تحمیل محدودیت های سفت و سخت می شود که بسیاری از آن ها به ملاحظات نظری وابسته نمی باشند. در این مقاله، ما از این مسائل با تحمیل محدودیت های علامت بر روی توابع پاسخ برای شناسایی چهار اختلاف استفاده می کنیم: آزاد سازی تجارت، رشد بهره وری، سیاست و پولی شوک مصرف دولت.

این راهبرد شناسایی توسط الیک (2005) توسعه یافته و توسط مانتفورد و الیک (2009) تداوم یافته است. این رویکرد نیازمند مجموعه ای از محدودیت های موجه اقتصادی است که توسط محققان استفاده می شوند. به این ترتیب محدودیت های نظری پیشین صریح تر شده و سوال هایی مطرح می شود. شوک های اصلی را می توان با شناسایی این که آیا علایم پاسخ های پالش متناظر با ملاحظات قبلی پذیرفته می شود یا نه تعیین کرد. تحمیل محدودیت های هزینه منجر به نتایجی می شود که موجب انتخاب تجزیه چولسکی شود.

به گفته الیک (2005)، شناسایی یا علامت بستگی به یک ماتریکس ویژه A ندارد. در صورتی که بردار K بعدی با

طول واحد M وجود داشته باشد به طوری که $a = \vec{A}m$ ، است که $\vec{A}\vec{A}' = \Sigma$ و \vec{A} تجزیه

دلخواه Σ نظیر فاکتور چولسکی مثلثی می باشد، ما می توانیم بردار a را از طریق ماتریس واقعی A بدست

بیاوریم. الیک از این ویژگی برای نشان دادن این که پاسخ آنی $r_a(h)$ در افق h در بردار واحد a محاسبه می

شود استفاده کرد و این ترکیبی از پاسخ های آنی بدست آمده با استفاده از تجزیه چولسکی Σ است.

از این روی

$$r_a(h) = \sum_{j=1}^k m_j r_j^c(h),$$

که m_j ، جی امین مولفه از m ، و $r_j^c(h) \in \mathbb{R}^k$ به صورت بردار $k \times 1$ از پاسخ آنی در افق h تا جی امین شوک در تجزیه چولسکی Σ است. چون مطالعه ما بر چهار شوک اصلی تاکید دارد، ما ماتریکس $[a^{(1)}, a^{(2)}, a^{(3)}, a^{(4)}]$ رتبه 4 را در نظر می گیریم تا همه بردارها در ماتریکس A .

به علاوه، انجام تجزیه های واریانس و محاسبه نقش شوک در واریانس خطای پیش بینی H مرحله ای لازم است.

کسر $\phi_{a,s}(h)$ واریانس از اصلاح پیش بینی H مرحله ای برای متغیر S در پاسخ به بردار a را می توان به صورت زیر محاسبه کرد

$$\phi_{a,s}(h) = \frac{(r_{a,s}(h))^2}{\sum_{j=1}^k (r_{j,s}^c(h))^2}$$

که شاخص اضافی S ، پاسخ را متناظر با متغیر S در نظر می گیرد.

بر اساس مطالعات الیگ (2005)، ما به بررسی عدم قطعیت نمونه برداری برآورد های OLS و شناسایی غیر دقیق ماتریس ها با استفاده از روش بیزی برای اجرای محدودیت های علامت می پردازیم. انتگراسیون مونته

کارلو انجام می شود. با توجه به $VECMX^*$ برآورد شده در (7)، به توزیع نرمال - ویشارت پسین برای

(B, Σ) و توزیع یکنواخت در واحد M بردار می پردازیم.

فاکتور تجزیه چولسکی \vec{A} با استفاده از استناد به Σ از پسین محاسبه می شود. در نتیجه، بردار کاندید به

صورت $a = \vec{A}m$ محاسبه می شود/

ما از رویکرد محدودیت علامت با تابع پنالتی به جای رویکرد محدودیت علامت خالص استفاده می کنیم. تفاوت

اصلی بین این دو رویکرد این است که با رویکرد محدودیت علامت خالص، همه بردارهای مطابق با محدودیت

های علامت به طور مساوی برای تعیین پاسخ ها در نظر گرفته می شوند در حالی که رویکرد تابع پنالتی بهترین

بردارها را برای هر (B, Σ) از طریق کمینه سازی تابع معیار استفاده کردیم.

اگرچه هیچ یک از پاسخ های آنی مطابق با محدودیت های علامت نمی باشند، بردار ایجاد کننده پاسخ مطابق با محدودیت های در نظر گرفته شده است. از این روی با رویکرد تابع پنالتی، امکان دست یابی به توابع پاسخ با خطا های استاندارد کوچک وجود دارد.

فرض کنید l_{r+} یک مجموعه از متغیر ها باشد که برای آن پاسخ آنی محدود به مثبت بوده و l_{r-} به صورت مجموعه ای از متغیر ها است که برای آن پاسخ آنی محدود به منفی است. H_{re} یک دوره گذشته می باشد که پاسخ های آن محدودیت دارد. انحراف معیار اولین متغیر S با σ_s برای مقیاس بندی مجدد پاسخ های آنی و یا به عبارت دیگر برای تولید پاسخ های استاندارد استفاده می شود به طوری که انحراف در پاسخ های مختلف با یک دیگر قابل مقایسه خواهد بود. برای پیاده سازی رویکرد تابع پنالتی، تابع معیار $\Psi(a)$ به منظور یافتن بهترین بردار A برای هر (B, Σ) در نظر گرفته می شود. یعنی:

$$a = \arg \min_{a \in \vec{A}m} \Psi(a) \quad \text{for}$$

$$\Psi(a) = \sum_{s \in l_{r+}} \sum_{h=0}^{H_{re}} ff\left(-\frac{r_{a,s}(h)}{\sigma_s}\right) + \sum_{s \in l_{r-}} \sum_{h=0}^{H_{re}} ff\left(\frac{r_{a,s}(h)}{\sigma_s}\right), \quad (8)$$

می باشد که تابع پنالتی توسط الیک (2005) نشان داده می شود

$$ff(w) = \begin{cases} ww & \text{if } ww < 0, \\ 100 \times ww & \text{if } ww \geq 0. \end{cases} \quad (9)$$

بدیهی است که تابع پنالتی زمان تحمیل محدودیت های علامتی غیر متقارن است یعنی ما پاسخ های غلط را 100 بار بیش از پاسخ های صحیح جریمه می کنیم. با استفاده از کمینه سازی عددی تابع معیار (8)، می توان

اولین شوک $a^{(1)} = \vec{A}m^{(1)}$ را شناسایی کرد.

ما محدودیتی را می افزاییم که در آن دومین شوک متعامد بر اولین شوک برای شناسایی دومین شوک است. به علاوه، بر اساس گفته مانن فورد و الیک (2009) می توان به آسانی یک محدودیت صفر را بر پاسخ آنی متغیر S با تحمیل محدودیت بر بردار M در نظر گرفت به طوری که $Rm = 0$ است و $R = [r_{1,s}^c(0), \dots, r_{k,s}^c(0)]$ و از این روی، با تحمیل شرایط متعامد و محدودیت صفر، می توان مسئله را به صورت زیر کمینه سازی کرد

$$a = \arg \min_{a \in \vec{A}, Rm=0, m'(1)=0} \Psi(a).$$

برای محاسبه، می توان بهترین ماتریس ضربه را با در نظر گرفتن کمینه سازی عددی تابع معیار فوق $\Psi(a)$ در معادله 8 در یک کره واحد پیدا کرد با توجه به این که هر کدام از B و Σ مشتق می شوند. ما فضای بردار های طول واحد را با استفاده از پیش بینی استریو پارامتر بندی می کنیم که در بسته های آماری PARTS موجود است. ما روش کمینه سازی را دو بار برای هر مشتق استفاده می کنیم و از این روی از دو بردار تصادفی اولیه برای کنترل بهترین بردار ضربه استفاده می شود تا راه حل بهینه ایجاد شود. به خصوص، ما به این موضوع می پردازیم که آیا دو مقدار کمینه مشابه هم هستند یا خیر. اگر تفاوت آن ها کم تر از 0.01 باشد، می توان بردار ضربه را حفظ کرد. بر عکس، اگر دو مقدار کمینه دارای تفاوت بیش از 0.01 باشند، تنها برداری حفظ می شود که تولید مقدار کوچک تری از پنالتهی کل کند و دیگری را کنار می گذاریم. از این روی با توجه به هر مشتق از B و Σ ، می توان ماتریس انتخاب شده را برای محاسبه پاسخ های آنی در نظر گرفت. سپس از B و Σ ، جدید استفاده کرده و روش کمینه سازی را با مجموعه آخر از کمینه کننده ها به صورت یکی از بردار های اولیه در نظر می گیریم. ما اقدام به تکرار این روش ها می کنیم تا زمانی که 1000 تکرار از B و Σ حاصل شود و 1000 بهترین ماتریس ضربه و یک نمونه از 1000 پاسخ ضربه را بدست بیاوریم. با توجه به این نمونه، پاسخ های ضربه چارک های 16 هم، 50 هم و 84 ام برای پیش بینی مرحله H بدست می آید.

5- بررسی تجربی

1-5 توصیف داده ها

ما از مجموعه داده های پانلی استفاده می کنیم که شامل سری های زمانی سالانه از 1970 تا 2008 است. مدل ما مربوط به 14 کشور در حال توسعه در شرق و جنوب آسیا - چین، مالزی، اندونزی، فیلیپین، تایلند، هند، پاکستان، سریلانکا، ویتنام، برونئی، میانمار، بنگلادش، نپال و تایوان - و شامل متغیرهای داخلی و خارجی می باشد. به جای استفاده از متغیرهای ایالات متحده به عنوان شاخصی برای متغیرهای خارجی، در زمان ایجاد متغیرهای خارجی ویژه یک کشور، ما سی و دو کشور را در نظر می گیریم.^۲ اگر $g_{i,t}$ به صورت بردار $k \times 1$

از متغیرهای داخلی باشد و $g_{i,t}^*$ به صورت بردار $k^* \times 1$ از متغیرهای خارجی خاص کشوری و عوامل جهانی باشد، هر متغیر خارجی سطح کشوری به صورت میانگین وزنی متغیرهای داخلی همه مناطق و کشور های دیگر ایجاد می شود. افزایش در نرخ ارز واقعی نشان دهنده یک استهلاک واقعی است. با توجه به مدل های نظری نرخ ارز واقعی و قابلیت دسترسی به داده ها، مجموعه اصول نرخ ارز واقعی شامل لگاریتم دیفرانسیل بهره وری مبادله شده و نشده $(x_{i,t})$ ، لگاریتم GDP واقعی $(y_{i,t})$ ، لگاریتم مبادله $(tt_{i,t})$ که به صورت نسبت شاخص

قیمت صادراتی به شاخص قیمت وارداتی تعریف می شود، لگاریتم سهم مصرف دولت $(gov_{i,t})$ که به صورت نسبت مصرف دولتی به GDP تعیین می شود و لگاریتم باز بودن اقتصاد $(open_{i,t})$ که به صورت نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی می باشد.

هنکام ایجاد دیفرانسیل بهره وری بخشی $(x_{i,t})$ ، طبقه بندی فعالیت های اقتصادی به بخش های مبادله شده و نشده مهم است. این یک نقطه ضعف بسیاری از مطالعات فرضیه BS است. این با طبقه بندی

² علاوه بر چهارده کشور های در حال توسعه آسیایی، مجموعه های از کشور ها شامل، یورو منطقه انگلستان (آلمان، فرانسه، ایتالیا، اسپانیا، هلند)، نروژ، سوئد، سوئیس، استرالیا، نیوزیلند، کانادا، ایالات متحده، کره، ژاپن، سنگاپور، برزیل، مکزیک، شیلی، آرژانتین، آفریقای جنوبی و ترکیه حال توسعه / توسعه غیرکشور ارائه شده در IMF's چشم انداز اقتصاد جهان در منتشر دهم در آوریل 2012، در نظر گرفته شدند ژاپن، کره جنوبی و سنگاپور به عنوان کشور های در حالت توسعه طبقه بندی شده است.

دمورکتلی (2012) بررسی می‌شود. این طبقه بندی امکان ایجاد الگوهای مختلف را میان صنایع در کشور های مختلف و برای درون زایی تجارت می‌دهد. این بر اساس دو مفهوم اصلی است: قابلیت تجارت و قیمت بخشی. مفهوم اول این است که خدمات و کالای مبادله شده در بازار های بین لامللی مبادله می‌شود به طوری که ارزیابی قابلیت مبادله هر صنعت با استفاده از داده های مبادله و تجارت بین المللی از جداول ورودی و خروجی مناسب است. مفهوم دوم این است که قیمت خدمات و کالاهای مبادله شده از PPP و قانون یک قیمت نسبت به قیمت خدمات و کالاهای مبادله نشده تبعیت می‌کند. با روش های اقتصاد سنجی برای تست نوسان هم زمان قیمت ها در هر صنعت با قیمت های جهانی می‌توان این را تست کرد و نتایج برای کمک به همه طبقه بندی ها استفاده می‌شوند.

ادوارد (1988 ب و 1989) نشان داده است که اگرچه نرخ ارز واقعی بلند مدت بستگی آنها به متغیر های واقعی دارد که هر دو متغیر های اسمی و واقعی بر نرخ ارز واقعی کوتاه مدت اثر می‌گذارد. از این روی در مدل تجربی، ما از نرخ بهره واقعی اسمی $(si_{i,t} = \ln(1 + NI_{i,t}/100))$ استفاده می‌کنیم که در آن $NI_{i,t}$

نرخ بهره کوتاه سالانه می‌باشد که به صورت درصد و نرخ بهره $(\pi_{i,t} = p_{i,t} - p_{i,t-1})$ اندازه گیری می‌شود. این مدل شامل انالوگ های خارجی عوامل نرخ ارز واقعی کوتاه و بلند مدت و لگاریتم شاخص قیمت

نفت (oil_t) می‌باشد که ما از یک پروکسی برای عوامل جهانی مشاهده نشده استفاده می‌کنیم. داده های منابع در پیوست A, علاوه بر نمودار های نرخ ارز واقعی و عوامل بلند مدت آن ها در اشکال A1-A5 ارائه شده اند/

نمودار های نرخ ارز واقعی تغییرات قابل توجهی را در رفتار در مقیاس های زمانی و مکانی مختلف نشان می‌دهند که این بیانگر تغییر سیاست های نرخ ارز خاص کشوری و فشار های قیمتی مختلف در کشور ها و زمان های مختلف است.

به طور متوسط نرخ ارز واقعی در بسیاری از کشور ها در سیال های مختلف کاهش یافته است و این در حالی است که ویتنام و میانمار از این الگو استثنا می‌باشند و بسیاری از کشور ها چندین تغییر را بین دوره های استهلاک و افزایش ارزش پولی تجربه کرده اند.

GDP واقعی برای همه کشورها همانند باز بودن اقتصادی افزایش یافته است. بهره وری مبادله شده و نشده در بسیاری از کشورها افزایش یافته است ولی چون این متغیر بستگی به ترکیب خروجی دارد که با گذشت زمان فرق می‌کند، می‌توان تغییرات قابل توجهی در این شاخص هم در کشورها و هم در دوره‌های زمانی مختلف دید. بدیهی است که دیفرانسیل بهره وری و خروجی واقعی همبستگی قوی ندارند به طوری که هر کدام پتانسیل کمک را به نرخ ارز واقعی به شیوه‌های مختلف دارند. الگوهای هزینه دولتی واقعی خاص هر کشور هستند و برای دوره‌های طولانی، نوساناتی نخواهد داشت.

هر متغیر از نظر حضور یک ریشه واحد با استفاده از سری‌های زمانی و آزمون ریشه واحد پانلی تست می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که همه متغیرهای داخلی و خارجی در سطوح مختلف و تفاوت‌های بین متغیرهای داخلی

و خارجی تقریباً $I(1)$ می‌باشند به جز دیفرانسیل نرخ بهره $(si_{i,t} - si_{i,t}^*)$ و تورم داخلی $(\pi_{i,t})$.

2-5 تست روابط بلند مدت

ما به تست روابط بلند مدت برای اجتناب از سوء تفسیر می‌پردازیم ولی از رویکرد سخت‌گیرانه استفاده می‌کنیم زیرا سیستم‌ها دارای بعدیت زیادی بوده و عملکرد رویکرد استاندارد در این شرایط ضعیف است. ما تست‌ها را برای روابط بلند مدت اجرا می‌کنیم که از تئوری اقتصادی به صورت زیر گرفته شده است

$$q_{i,t} \sim I(0) \quad (R1) \quad \text{برابری قدرت خرید}$$

$$si_{i,t} - \pi_{i,t} \sim I(0) \quad (R2) \quad \text{معادله فیشر}$$

$$y_{i,t} - y_{i,t}^* \sim I(0) \quad (R3) \quad \text{هم‌گرایی خروجی}$$

$$si_{i,t} - si_{i,t}^* - E(\Delta e_{i,t+1}) \sim I(0) \quad (R4) \quad \text{برابری بدون پوشش بهره}$$

و مدل هیبرید بالازا (1964)، سامئولسون (1964) و ادوارد (1986) به صورت زیر است

$$q_{i,t} - \lambda_1(x_{i,t}^* - x_{i,t}) - \lambda_2(y_{i,t}^* - y_{i,t}) - \lambda_3(gov_{i,t}^* - gov_{i,t}) - \lambda_4(tt_{i,t}) - \lambda_5(open_{i,t}) \sim I(0) \quad (R5)$$

نخستین رابطه که موسوم به PPP می‌باشد، تئوری نرخ ارز تعادل بلند مدت بر اساس سطوح قیمت نسبی بین کشورها است. دومین رابطه، معادله فیشر است که نشان دهنده روابط بین نرخ بهره واقعی و اسمی تحت تورم

است. توجه کنید که نتایج آزمون ریشه واحد بیانگر این است که $\pi_{i,t}$ به صورت ایستا است از این روی این

رابطه به $si_{i,t} \sim I(0)$ کاهش می یابد. سومین رابطه نشان دهنده وضعیت هم گرایی خروجی نسبی می

باشد که از مدل رشد غیر کلاسیک سولو-سوان گرفته شده است. چهارمین رابطه وضعیت برابری بدون پوشش

بهره می باشد که تفاوت بین نرخ بهره اسمی خارجی و داخلی را به تغییرات آینده مورد انتظار در نرخ ارز نشان

می دهد. چون نتایج تست ریشه واحد نشان می دهد که $E(\Delta e_{i,t+1})$ به صورت $I(0)$ ، این رابطه به

کاهش می یابد. پنجمین رابطه توصیف کننده رابطه بین نرخ ارز و عوامل موثر بر $si_{i,t} - si_{i,t}^* \sim I(0)$

آن است و چون نوسان نرخ ارز نه تنها بستگی به اثرات داخلی بلکه به اثرات خارجی از کشور های خارجی دارد،

ما از متغیر ها به صورت نسبی استفاده می کنیم. با این حال، ما از اصطلاحات نسبی برای متغیر های تجارت و

باز استفاده نمی کنیم زیرا آن ها قبلا برای تعامل بین کشور های خارجی و داخلی با ساخت و ساز در نظر گرفته

شده اند.

ما آزمون های ریشه واحد پانلی پیشنهادی توسط ایم و همکاران 2003 و مادالا و وو 1999 را در

برای کنترل روایی روابط $si_{i,t} - si_{i,t}^*$ و $qi_{i,t}, si_{i,t}, yi_{i,t} - yi_{i,t}^*$ (R1)-(R4) استفاده کردیم.

نتایج نشان می دهد که $qi_{i,t}, si_{i,t}$ و $yi_{i,t} - yi_{i,t}^*$ تقریباً $I(1)$ می باشند و این نشان می دهد که PPP،

معادله فیشر و هم گرایی خروجی صادق نمی باشند. با این حال، اماره های آزمون نشان می دهد که

ایستا می باشند. این شواهد قوی را برای UIP همسو با برنلارد (2009) ارائه کرده و چون $si_{i,t} - si_{i,t}^*$

بازار های مالی امروزه در بسیاری کشور ها با هم دیگر ارتباط دارند، بازار مالی جهانی را در نظر می گیریم.

ما از چهار تست هم انباشتگی مبتنی بر باقی مانده پیشنهادی توسط پدرونی 1999 برای تست رابطه بلند مدت

که از معادله R5 تبعیت می کند استفاده می کنیم. تست ها بر اساس فرض صفری می باشند که برای هر کشور

در پانل، متغیر های مورد نظر هم انباشته نمی باشند اگرچه فرضیه های متقابل این است که یک بردار هم

انباشته برای هر کشور وجود دارد. این تست ها امکان متفاوت بودن بردار های هم انباشتگی را برای هر کشور می

دهد و چون آن ها بر اساس فرضیه وابستگی مقطعی در خطا ها می باشد، ما از مجموعه متغیر های ساختگی

مشترک در رگرسیون هم انباشته فرضی برای استفاده از وابستگی مقطعی در کشور های مختلف استفاده می کنیم

جدول 1: تست های هم انباشتگی برای رابطه R5

متغیر	پانل	PP	گروه	PP	پانل	ADF	گروه	ADF
$q_{i,t}, (x_{i,t}^* - x_{i,t}), (y_{i,t}^* - y_{i,t}), (gov_{i,t}^* - gov_{i,t}), tt_{i,t}, open_{i,t}$		0.86		0.94		0.88		0.85
$q_{i,t}, (y_{i,t}^* - y_{i,t}), open_{i,t}, (gov_{i,t}^* - gov_{i,t})$		0.08		0.09		0.01		0.00

جدول 1 نتایج آماره های آزمون پانل و گروه تست های هم انباشتگی پدرونی را گزارش می کند. شواهد موید این رابطه نیست (R5). با این حال چون R5 مربوط به مجموعه بزرگی از متغیر ها می باشد و داده های کشور را شامل می شود تا حدودی کوتاه است و از این روی آماره های آزمون پانلی دارای عملکرد ضعیف و قدرت پایین است. به همین دلیل، همه زیر مجموعه های احتمالی نرخ ارز واقعی و اصول آن تست می شوند و به این ترتیب رابطه هم انباشتگی در نظر گرفته می شوند. پی برده شده است که یک رابطه هم انباشتگی بین نرخ ارز واقعی و چهار اصل آن $(gov_{i,t}^* - gov_{i,t}), (y_{i,t}^* - y_{i,t}), (x_{i,t}^* - x_{i,t}),$ و $open_{i,t}$ وجود دارد ولی شواهدی وجود ندارد که نشان دهد دوره تجارت در این رابطه اثر دارد یا نه

3-5 برآورد و تفسیر مدل

1-3-5 برآورد و تفسیر بردار هم انباشتگی

ما از برآورد DOLS پانلی درون بعدی ارایه شده توسط مارک و سول (2003) برای برآورد (R5) استفاده می کنیم که رابطه هم انباشتگی بلند مدت بین نرخ ارز واقعی و اصول آن را شامل می شود. تخمین گر بعد درونی محدود کننده است زیرا فرض می کند که بردار هم انباشتگی در واحد های مقطعی یکسان است. با این حال، کشور های ما از حیث در حال توسعه بودن در یک منطقه تشابه دارند. به طوری که اثرات مشابهی را از دنیای پیشرفته تجربه می کنند و استفاده از پانل امکان برآورد دقیق بردار های هم انباشته را می دهد. از این روی

ناهمگنی بین کشورها از طریق استفاده از اثرات ثابت و پویای کوتاه مدت ایجاد می شود. معادله DOLS برای رابطه نرخ ارز واقعی به صورت زیر است

$$\hat{q}_{i,t} = d_i + \theta_t - 0.026(x_{i,t}^* - x_{i,t}) - 0.375(y_{i,t}^* - y_{i,t}) + 0.149(gov_{i,t}^* - gov_{i,t}) + 0.303open_{i,t} + \delta'_i sd_{i,t}, \quad (10)$$

(0.048) (0.065) (0.076) (0.041)

که $i = 1, 2, \dots, N; sd_{i,t} = (\Delta fd'_{i,t-1}, \Delta fd'_{i,t}, \Delta fd'_{i,t+1})'$ بوده و

به صورت اثر $d_i (gov_{i,t}^* - gov_{i,t}), open_{i,t})'$ ، $fd_{i,t} = ((x_{i,t}^* - x_{i,t}), (y_{i,t}^* - y_{i,t}))'$

خاص کشوری است و θ_t یک عامل زمانی برای پوشش دادن برخی از وابستگی های مقطعی در کشورهاست. ضریب اصول نرخ ارز واقعی، اثرات بلند مدت بر روی نرخ ارز واقعی را پوشش می دهد. خطا های استاندارد برآورد های واقعی در پراتنز نشان داده شده است.

علامت ضرایب که به طور مستقیم نشان دهنده اثرات سیاست بلند مدت بر نرخ ارز واقعی متنظر با انتظارات ما است، یعنی بعد از کنترل عوامل دیگر، افزایش در درجه باز بودن در اقتصاد ارتباط نزدیکی با استهلاک واقعی داشته و مصرف انبساطی دولت با افزایش بهای واقعی ارتباط دارد.

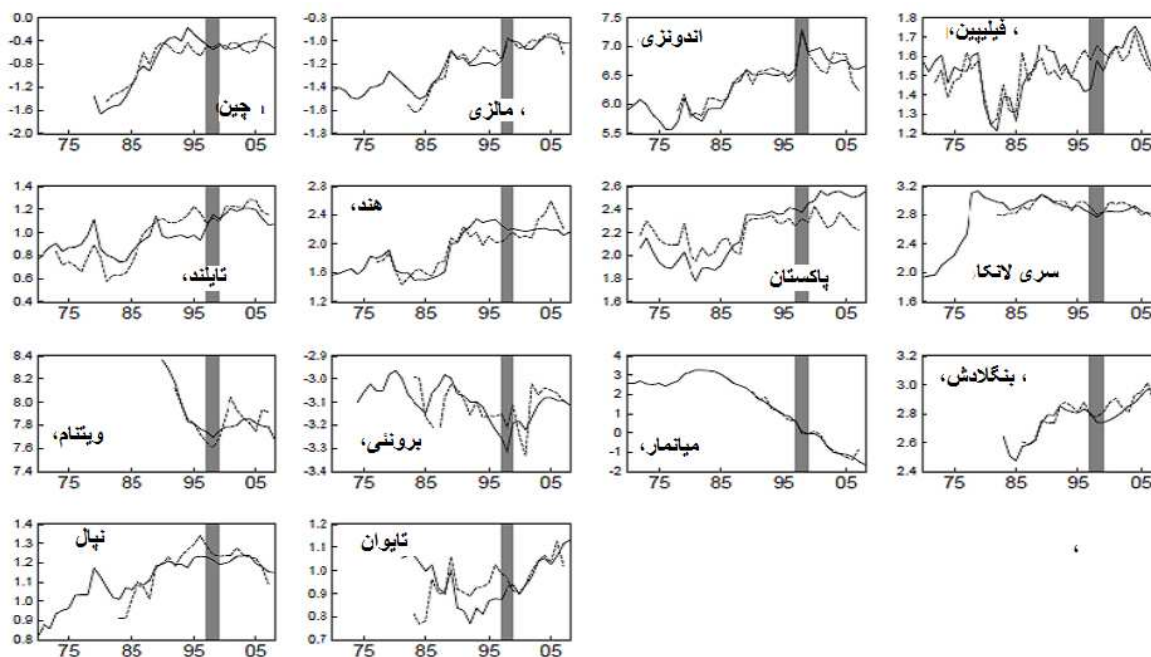
با این حال، برآورد های ضریب مربوط به افزایش بهره وری بخش مبادله شده یا سود کل در خروجی دارای علائم غیر منتظره است و این نشان می دهد که این بهره ها با کاهش نرخ بهره بعد از کنترل عوامل دیگر ارتباط دارد. یک دلیل محتمل برای اولین اثرات غیر منتظره این است که افزایش در $(x_{i,t}^* - x_{i,t})$ با رشد بهره

وری در بخش غیر مبادله ای اقتصاد داخلی ایجاد می شود که دارای اثرات غیر مشخص بر قیمت های کالاهای غیر مبادله شده و بر روی سطح واقعی مبادله و ارز می باشد به علاوه، اگر افزایش در دیفرانسیل خروجی ناشی از رشد خروجی خارجی باشد، آنگاه علامت منفی انتظار می رود $(y_{i,t}^* - y_{i,t})$

شکل 1، نمودار های نرخ ارز واقعی را همراه با نرخ بهره پیش بینی شده توسط اصول کشور نشان می دهد. نرخ ارز نسبت به اصول بیش از حد ارزش گذاری می شوند به خصوص وقتی که از مسیر هایی تبعیت کند که هم سو با اصول است و هر کشور دوره هایی را تجربه می کند که در آن نرخ ارز واقعی همسو نبوده است. مناطق هاشور خورده بر روی نمودار مربوط به بحران مالی آسیا است که از 1997 تا 1999 می باشد و نرخ ارز در مالزی،

فیلیپین، اندونزی و تایلند بیش از حد ارزش گذاری شده و منجر به این بحران می شود. دیگر نتیجه جالب این است که اگرچه اصول نشان می دهند که اوراق چین در اواخر 1990 ارزشش را از دست داد ولی از آن زمان به بعد این روند کاهشی ادامه نیافت.

شکل 1: نرخ ارز واقعی و نرخ ارز پیش بینی شده در تعادل بلند مدت



2-3-5-3-2-5 برآورد و تفسیر VECMX

در (6) حاوی هفت متغیر درون زا و شش متغیر ضعیف برون زا است یعنی $VECMX^*$

$$g_{i,t} = [q_{i,t}, x_{i,t}, y_{i,t}, gov_{i,t}, open_{i,t}, si_{i,t}, \pi_{i,t}]'$$

$$g_{i,t}^* = [x_{i,t}^*, y_{i,t}^*, gov_{i,t}^*, si_{i,t}^*, \pi_{i,t}^*, oil_t]'$$

و برآورد ما امکان توجیه تغییرات احتمالی را بعد از بحران مالی آسیا توسط اثرات ثبات و ساختگی می دهد. توجه داشته باشید که ما رابطه بلند مدت در بخش 5-2-1 را بررسی می کنیم که در آن متغیرها به صورت تفاوت بین متغیرهای خارجی و داخلی در نظر گرفته می شوند و از این روی معادله 6 برآورد می شود و رابطه هم انباشتگی در R5 مد نظر قرار می گیرد ولی ما عناصر Z_{it} را به متغیرهای داخلی و خارجی تبدیل می کنیم.

از دو رابطه بلند مدت (رابطه نرخ ارز بحث شده در بالا و برابری نرخ بهره بدون پوشش) همراه با نرخ $VECMX$

تورم به صورت جملات تصحیح خطا استفاده می کند. ما از مطالعه جانسون (1992) تبعیت کرده و تست های رسمی را انجام می دهیم که متغیر های خارجی و جهانی به طور ضعیف برون زا هستند و شواهدی برای رد برون زا بودن ضعیف وجود ندارد. در پیوست B جدول B1 را ببینید.

اگرچه ما تفسیرمان را بر اساس پاسخ ضربه قرار داده ایم، ابتدا اظهاراتی در خصوص برآیند ها و ضرایب VECM در نظر گرفته می شود.

ضرایب تعدیل برآورد شده در جدول B2 در نظر گرفته شده اند و از این روی خاطر نشان شده است که ضریب تعدیل برآورد شده در معادله نرخ ارز که مربوط به انحراف از نرخ ارز واقعی از تعادل بلند مدت -0.0587 می باشد. این نشان می دهد که نیمه عمر مربوط به عدم همسو سازی نرخ ارز حدود 11.5 سال و طولانی است با این حال مدل ما نشان می دهد که هزینه دولت زمانی تعدیل می شود که تبادیل غیر همسو باشد و این به آرایش مجدد کمک زیادی می کند. بر عکس، ضریب تعدیل برآورد شده در معادله نرخ بهره مربوط به انحراف از برابری نرخ بهره بدون پوشش برابر با -0.4026 است که نشان دهنده نیمه عمر کوتاه 1.34 سال است. تورم داخلی بالا منجر به افزایش ارزش پول و کاهش تجارت بین الملل می شود ولی پایدار نیست و نیمه عمر تنها 8 سال است. ما ضرایب دیگر مربوط به VECM را با توجه به ملاحظات فضایی و مکانی در این مقاله نیاورده ایم و از این روی باید گفت که افزایش قیمت نفت اثر معنی داری بر روی نوسانات نرخ ارز ندارد. با این حال آن ها اثر مثبت و قوی بر روی رشد دارند که مطابق با اثرات شوک تقاضا پیوسته جهانی می باشد. خطای ضریب مربوطه و خطای استاندارد 0.0264 :

$(s:e = 0:0248)$ و $(s:e = 0:0141)$ است. متغیر ساختگی برای توجیه تغییرات بعد از بحران آسیا در معادله نرخ ارز معنی دار نبود ولی نشان میدهد که باز بودن در نتیجه بحران میباشد در حالیکه نرخ بهره داخلی افزایش می یابد.

4-5 فرضیات شناسایی شوک

جدول 2، مجموعه ای از محدودیت ها را نشان می دهد.

جدول 2: شناسایی محدودیت ها

	q	x	y	gov	$open$	si	π
شوگ آزاد سازی تجارت					+		-
شوگ بهبود بهره وری		+	+				
شوگ سیاست پولی انقباضی		0	-			+	-
شوگ مصرف دولت			+	+			+

ما شوگ آزاد سازی تجارت را به صورت یک افزایش غیر منتظره در سهم تجارت بین المللی یک سال شناسایی می کنیم. پاسخ تورم محدود به کاهش می باشد زیرا آزاد سازی تجارت به طور طبیعی به صورت یک کاهش در تعرفه ی واردات در نظر گرفته می شود. این منجر به کاهش قیمت های داخلی خواهد شد. شوگ تولید یا بهره وری به صورت شوکی در نظر می شود که منجر به ایجاد بهره وری و تولید در بخش های تجارت در بخش های مبادله شده نسبت به بخش های مبادله نشده و خروجی واقعی برای افزایش به مدت یک سال شناسایی شده است. این نوع از شوگ بهره وری در فرضیه BS بسیار مهم است و افزایش مربوطه در خروجی انتظار می رود. در مثال ما محدودیتی که خروجی افزایش می دهد به عنوان هدف اضافی در نظر گرفته می شود زیرا به ما اطمینان می دهد که شوک های مثبت به تفاوت بهره وری مبادله شده و مبادله نشده منجر به افزایش شوک های مثبت به تولید بخش مبادله شده نسبت به شوک های منفی در بخش مبادله نشده می شود. شوگ مصرف دولت با افزایش در مصرف دولت نرخ تولید ناخالص داخلی و تورم برای یک سال مشخص می شود.

ما اقدام به شناسایی شوک سیاست پولی و بازی با تحمیل ترکیبی از محدودیت های علامت و صفر می کنیم و بر اساس شوک سیاست پولی متناقض با افزایش در نرخ بهره، یک کاهش در تورم و خروجی واقعی در طی یک سال ایجاد می شود در حالی که دیفرانسیل و تفاوت تولید بین بخش های تجارتی و غیر تجارتی به صورت ثابت در نظر گرفته می شود. این محدودیت ها مطابق با مدل نیوکنزی استاندارد و کار های تجربی آقای پرسمن 2005 و فرنات و پرسمن 2006 است. محدودیت 0 بر روی پاسخ اثر اختلاف تولید بین بخش های تجاری و غیر تجاری قابل توجیه است زیرا تغییر غیر منتظره در سیاست پولی بایستی بر تولید بر هر دو بخش به یک شکل تاثیر بگذارد.

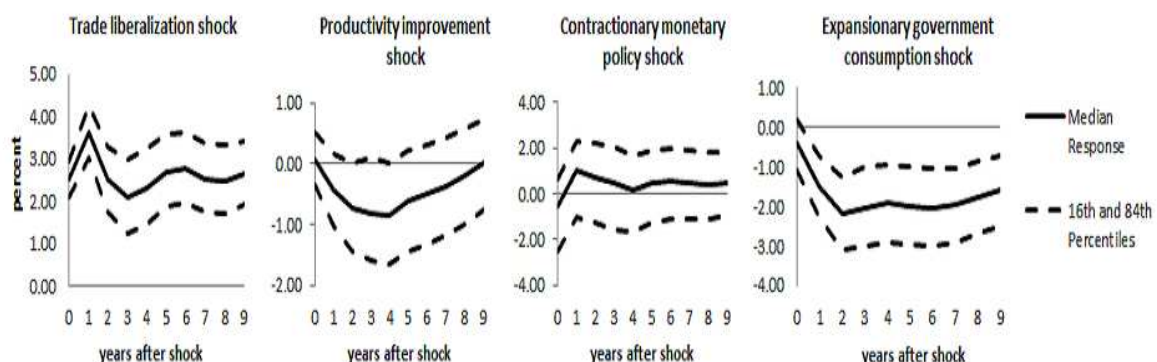
به طور خلاصه این محدودیت ها مطابق با منابع تجربی و نظری هستند و کفایت شوک های در نظر گرفته به طور جداگانه توصیف شود. از آنجا که تاکید ما بر پاسخ های پاسخ ها و واکنش نرخ ارز واقعی است لذا ما پاسخ ها را به صورت نا محسوس در نظر می گیریم. به این ترتیب ما شوگ آزاد سازی تجارت را شناسایی کرده و سپس

شوگ تولید متعامد، شوگ سیاست متعامد و شوگ مصرف دولتی متعامد را به همین ترتیب در نظر می‌گیریم. ایده‌ی اصلی این دسته بندی و مرتب سازی این است که تمایز و تفکیک نوسانات هر متغیر ناشی از شوگ با متغیر ناشی از نوسانات عمدی در آن متغیر توسط شوگ های دیگر سخت است. وضعیت متعامد می‌تواند به شناسایی شوگ با فیلتر کردن پاسخ های هر متغیر با شوگ های دیگر کمک کند. ما تصمیم می‌گیریم تا شوگ آزاد سازی تجارت را شروع کنیم زیرا تجارت بین الملل معمولاً پاسخ کندی به یک شوگ دارد با توجه به این که اثرات متقابل و تعامل فعالیت اقتصاد واقعی بین کشور ها پایین است. سپس ما شوگ را به صورت یک بهره وری بخش تجاری در نظر می‌گیریم زیرا دومین شوگ ماورای شناسایی می‌تواند نیاز به زمان داشته باشد که مشابه با سهم تجارت بین المللی است. ما چک می‌کنیم که نتایج ما برای تغییر در دو شوگ مربوط به بخش 5.8 دارای قدرت است. برای سیاست پولی و شوگ های مصرف دولتی ما این شوگ ها را به صورت متوالی بعد از آزاد سازی تجاری و شوگ های بهره وری به منظور فیلتر کردن اثرات شوگ های دوم در نظر می‌گیریم.

5.5 تحلیل پاسخ ضربه

ما توابع پاسخ ضربه را برای تعیین اثر سریع این شوگ ها بر نرخ ارز واقعی و متغیر های دیگر و شیوه‌ی این اثرات محاسبه می‌کنیم.

ما عمدتاً بر پاسخ نرخ ارز واقعی به 4 نوآوری ساختاری یعنی آزاد سازی تجارت رشد بهره وری سیاست پولی انقباضی و شوگ های مصرف دولتی انبساطی تاکید می‌کنیم. شکل 2 پاسخ های ضربه‌ی میانی نرخ ارز واقعی را همراه با صدک 16ام و 84ام پاسخ ها در طی 9 سال بعد از شوگ ها بررسی می‌کنیم به یاد داشته باشید که نرخ ارز طوری تعریف می‌شود که با افزایش ارزش واقعی نرخ پول کشور کاهش یابد. توجه کنید که پاسخ ناگهانی سایر متغیر ها در شکل 31 و 34 پیوست C آورده شده اند.



شوک ازاد سازی تجارت شوک بهبود بهره وری شوک سیاسی پولی متناقض شوک مصرف دولتی انبساطی
سال های بعد از شود

یادداشت 4: شوک نشان دهنده ی تغییرات تقریباً 4.8%, 8.4%, 1.8% and 5.9% در چهار متغیر
سیاسی می باشد.

5.5.1 شوک ازاد سازی تجارت

همان طور که در شکل 2 نشان داده شده است تجزیه تحلیل ما شواهدی را ارائه می کند که نشان می دهد ازاد
سازی تجارت منجر به اصطحلاک واقعی بلند مدت نرخ ارز داخلی می شود که این مطابق با مطالعه ی لی
2004 است. این نشان می دهد که ازاد سازی تجارت منجر به جایگزینی در تقاضا دور از کالاهای قابل تجارت و
کالاهای قابل واردات می شود و لذا موجب کاهش ارزش دارایی های واقعی می گردد. این به نوبه ی خود مستلزم
کاهش در تقاضا و قیمت کالا های غیر قابل تجارت است و نشان دهنده ی اصطحلاک و کم بها شدن واقعی نرخ
پولی است. این نوع از واکنش نرخ ارز واقعی تعادلی بر طبق گفته ی ادوارد و طیف وسیعی از معادله های نظری
به احتمال زیاد همیشه اتفاق می افتد ما نشان می دهیم که شکل C1 در پیوست بیانگر آن است که شوک ازاد
سازی موجب افزایش خروجی واقعی می شود که مطابق با تئوری است که بهره وری ناشی از تجارت را پیش
بینی می کند.

5.5.2 شوک بهبود بهره وری بخش تجاری

نتایج ما نشان می دهد که شوک بهره وری موجب افزایش ارزش سرمایه ی کوتاه مدت شده که با فرضیه ی BS
پیش بینی شده است با این حال ما شواهد کمی را یافته ایم که نشان می دهد این اثر مدت زمان طولانی ممکن
است باقی بماند. این مطابق با مشاهداتی است که مبنی بر آن نرخ ارز واقعی در کشور هایی نظیر چین و هند
هنوز افزایش ارزش طولانی مدتی تجربه نکرده است اگر چه شرکت های چند جانبه در این کشور ها برای مدت
زمان طولانی وجود داشته باشد.

نتایج متفاوت از مدل BS سنتی و منابع تجربی مربوطه به دو دلیل اصلی است دلیل اول این است تفاوت بهره
وری تجاری و غیر تجاری تنها یکی از چند عاملی است که می تواند منجر به انحراف نرخ ارز واقعی از تعادل آن
شود. در مدل ما عواملی را کنترل می کنیم که نرخ ارز واقعی تاثیر دارند بنابراین اثر اندازه گیری دیفرانسیل یا

تفاوت بهره‌وری بر روی نرخ ارز واقعی می‌تواند بعد از پوشش دادن این عوامل کاهش یابد. به طور کلی اثر بهره‌وری برآورد شده بر اساس مدل دو متغیره‌ی ساده‌ای است که اثرات عوامل دیگر را بر روی رفتار نرخ ارز واقعی نشان می‌دهد.

دلیل دوم این است که شاخص‌های استفاده شده برای اندازه‌گیری دیفرانسیل و اختلاف بهره‌وری بخشی ممکن است بسیار ساده باشد. یکی از مشکلات این شاخص‌ها این است که طبقه‌بندی صنایع به بخش‌های تجاری و غیر تجاری در همه‌ی کشورها یکسان است و در طی زمان تغییر نمی‌کند. ادوارد 1989 می‌گوید که این مسئله در کار تجربی بعد از این مسئله را نشان داده است که در فرضیه‌ی BS صدق می‌کند. ریچی و همکاران 2003 پی بردند که شوک دیفرانسیل بهره‌وری موجب افزایش ارزش سرمایه‌ی بلند مدت می‌شود. به خصوص زمانی که آن‌ها از شاخص‌های مبتنی بر بهره‌وری کار بخشی که در تجزیه‌ی صنایع استفاده می‌کنند. با این حال طبقه‌بندی آن‌ها در صنایع تجاری و غیر تجاری برای همه‌ی 48 کشور یکسان بود. استفاده از طبقه‌بندی داماروکوفسکی 2012 تجزیه‌ی دقیق صنایع را در نظر گرفته و امکان بررسی تغییرات را در طبقه‌بندی‌های قابل تجارت و غیر قابل تجارت را در کشورها و دوره‌ها فراهم می‌کند. اگر چه سایر طبقه‌بندی‌ها معمولاً کالا‌های کشاورزی را به صورت کالا‌های مبادله‌ای در همه‌ی کشورها در نظر می‌گیرند طبقه‌بندی این کالا در بسیاری از کشور‌های آسیایی غیر مبادله‌ای و غیر تجاری است نشان می‌دهد که بسیاری از محصولات کشاورزی در آسیا در داخل کشور مصرف می‌شوند. بعلاوه این طبقه‌بندی از چندین نمونه‌ی مختلف از طبقه‌بندی تولید و بخش‌های تجاری چین هند و تایلند استفاده می‌کنند که در اواسط 2000 از انواع غیر مبادله‌ای به مبادله‌ای تغییر یافت که مطابق با روند‌های پیشرفت در این کشورهاست.

پی برده شد که شوک اختلاف دیفرانسیل بهره‌وری منجر به افزایش بهره‌ی کوتاه مدت در آسیا می‌شود. دلیل این است که برخی از فرضیات BS در آسیا صادق نیست به خصوص وضعیت اربیتراژ نیروی کار. همچنین لازم به ذکر است که بهره‌وری صنعتی به نظر می‌رسد که بیش از بهره‌وری روستایی در بسیاری از کشور‌های در حال توسعه‌ی آسیایی است و کارکنان روستایی اغلب به بخش‌های خدماتی غیر مبادله‌ای وارد می‌شوند تا این که وارد بخش‌های صنعتی شوند. بنابراین افزایش بهره‌وری بخش مبادله‌ی شده لزوماً موجب افزایش دستمزد و قیمت در بخش‌های غیر مبادله‌ای نمی‌شود.

5.5.3 شوک سیاست پولی انقباضی

فرضیه ی جهش زیاد دورنبوش 1976د یک افزایش ارزش سرمایه ی فوری را بعد از اصطحلاک نشان می دهد که مطابق با UIP بوده و این اطمینان را به ما می دهد که سیاست هیچ گونه اثرات بلند مدتی را بر روی نرخ ارز واقعی ندارد که در بخش 3.1.4 به ان پرداخته شد. همچنین این الگو در سومین بخش از شکل 2 دیده می شود با این حال لازم به ذکر است که ممکن است فرضیه ی جهش زیاد را در این جا به طور کامل تایید نکنند. ما شواهدی را در خصوص پازل نرخ ارز ندیده ایم (اصطحلاک فوری یا اصطحلاک تاخیری) که توسط اکمودون و ایوان 1995 یا اسکول و اولی 2008 گفته شده است. علی رغم این که محدودیت های علامتی ما این احتمال را 0 در نظر نمی گیرد. کاهش در پاسخ تورم در شکل C3 نشان می دهد که محدودیت علامت ما در خصوص تورم پازل قیمت شناخته شده را نادیده گرفته است. محدودیت های علامت ما همچنین پازل خروجی را در کوتاه مدت نادیده می گیرد ولی لازم به ذکر است که نه خروجی و نه پاسخ های بهره وری از نظر اماری در بلند مدت معنی دار نیستند که مطابق با خنثی بودن نظریه ی پول در بلند مدت بود.

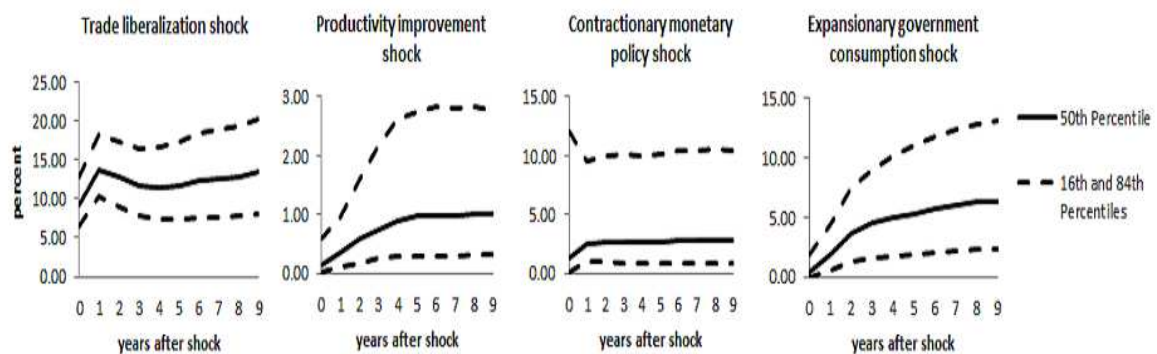
5.5.4 شوک مصرف دولتی انبساطی

ادوارد 1988 و 1989 نشان دادند که افزایش در مصرف کالا های غیر قابل تجارت توسط دولت منجر به افزایش نرخ پول و نرخ ارز واقعی در بلند مدت می شود زیرا خود موجب افزایش تقاضا و قیمت کالا های غیر قابل تجارت خواهد شد. این ایده با ایده ی تعادل رایکارد متناقض است که بیان می دارد مصرف دولت هیچ تاثیری بر تقاضای ترکیبی و گروهی در اقتصاد ندارد زیرا تقاضای دولت با کاهش در تقاضای بخش خصوصی به دلیل پیش بینی مالیات بالاتر در آینده جبران می شد این نشان دهنده ی عدم تغییر در نرخ ارز واقعی بعد از شوک است. یافته های ما نشان می دهد که شوک وارده به مصرف دولت برای نرخ ارز واقعی اهمیتی ندارد که این مطابق با تعادل رایکارد نمی باشد. پاسخ ها نشان دادند که مصرف بالاتر دولت منجر به افزایش ارزش نرخ پولی در بلند مدت می شود و این مطابق با پاسخ های نرخ ارز واقعی در مدل ادوارد و منابع موجود است. برای مثال چین 1999 و گلیسان و همکاران 2009 به این موضوع اشاره کرد. این نشان می دهد که دولت احتمالاً هزینه های مصرفی را به کالا های غیر مبادله ای و خدمات مربوطه تخصیص می دهد و اثر درآمدی و اثر سود نسبتاً کوچک است.

5.6 تحلیل تجزیه واریانس خطای پیش بینی

این تجزیه تحلیل به سوال این که چه میزان از واریانس خطای پیش بینی در نرخ ارز واقعی را می توان توسط 4 شوک توجیه کرد و پوشش داد پاسخ می دهد. جدول B3 در پیوست B نشان می دهد که 4 شوک به طور کلی نسبت متوسطی از واریانس نرخ پیش بینی کل از نرخ تبادل واقعی را در کوتاه و بلند مدت توجیه می کند. شکل 3 سهم هر یک از این 4 شوک را در واریانس خطای پیش بینی با افق پیش بینی نشان می دهد. لازم به ذکر است که ازاد سازی تجارت عامل اصلی در به وجود آمدن سهم واریانس خطای پیش بینی (حدود 83 درصد) است که اثر آن می تواند در اولین سال حاصل شود و سپس در دومین سال به افزایش برسد و در سال های بعدی کاهش یابد. این مطابق با انتظار ما است که اصلاحات تجاری اثر مستقیم و بلند مدتی بر روی نرخ ارز واقعی دارند

شکل 3: سهم واریانس خطای پیش بینی نرخ ارز واقعی که به هر یک از شوک ها قابل نسبت است.



شوک ازاد سازی تجارت شوک بهبود بهره وری شوک سیاسی پولی متناقض شوک مصرف دولتی انبساطی سهم واریانس خطای پیش بینی اولیه ی توجیه شده توسط بهبود بهره وری سیاست پولی و شوک مصرف دولتی همگی بسیار کمتر می باشند با این حال اثر نسبی شوک مصرف دولتی برای چند سال افزایش داشته است زیرا اثرات بلند مدت شوک منجر به افزایش ارزش پولی واقعی شده و این می تواند حدود 6 درصد واریانس خطای پیش بینی را پوشش دهد. اثرات شوک بهره وری از یک الگوی خاص مشابه با شوک مصرف دولتی تبعیت می کند با این حال آن ها در سراسر دوره کوچک بوده و تنها 1 درصد خطای واریانس پیش بینی کل را شامل می شود. سهم ناشی از شوک های سیاست گذاری پولی تا حدودی بعد از افق یک ساله ثابت باقی ماند و 3 درصد کل واریانس را در کوتاه مدت نشان داد و سپس بعد از آن افزایشی نشان نداد.

5.7 تحلیل استواری

ما 5 نوع آنالیز استواری را برای ارزیابی این که آیا نتایج تجربی ما به ابعاد مختلف روش های مدل سازی حساس هستند یا نه انجام می دهیم. اولاً ما مدل را با استفاده از زیر مجموعه های مختلفی از کشور ها مجدداً برآورد می کنیم و در این جا چین را در نظر نمی گیریم و گروهی از کشور ها و همچنین در قسمت گروهی هند را در نظر نمی گیریم در برخی موارد گروه کشور ها بدون اندونزی نیز در نظر گرفته نشده است. برای کنترل این که آیا ناهمگنی بین 14 کشور آسیایی وجود دارد یا نه ما نتایج را مجدداً مورد بررسی قرار می دهیم. دوماً ما به ارزیابی حساسیت مدل به بحران مالی آسیا با برآورد مجدد آن بر روی دو زیر نمونه ی مربوط به سال های 1970-1996 و 1997-2008 ارزیابی می کنیم. سوماً ما به بررسی حساسیت نتایج به استفاده از $VECMX(4.0)$ انباشته به جای $VECMX(3.0)$ انباشته می پردازیم. چهارماً ما محدودیت های شناسایی قابل توجیه را با 1) کاهش محدودیت در جدول 2 که در آن تورم بعد از شوک مصرف دولتی انبساطی افزایش می یابد. 2) تحمیل محدودیت اضافی (نسبت به جدول 2) که شوک ازاد سازی تجارت منجر به افزایش خروجی واقعی می شود (این منجر به طرح شناسایی 2 می شود) تحمیل می کنیم. در نهایت ما مدل را در سطوح مختلف بررسی می کنیم و نشان می دهیم که تاچه حد انواع روابط هم انباشتگی محدود را توجیه می کند (به سیم و همکاران 1990 مراجعه شود).

شکل C5 در پیوست C پاسخ های نرخ ارز واقعی را برای 4 شوک نشان می دهد که تغییرات توصیف شده در مشخصات مدل نشان داده می شود. پاسخ های ضربه ای یا انی معمولاً نسبت به پاسخ های معیار با توجه به علامت و شکل کوچکتر هستند و باند خطای آن ها با باند خطای معیار همپوشانی دار و این نشان می دهد که تفاوت های مشهودی با توجه به طول پاسخ ها وجود دارد ولی از نظر آماری معنی دار نیست. بنابراین نتایج ما با توجه به وجود ناهمگنی در کشور های مختلف، زمان بندی شوک ها، انتخاب طول تاخیر، طرح های شناسایی جایگزین و نیز تحمیل محدودیت های هم انباشتگی استوار است. با این وجود دو مشاهده مستلزم یک سری اظهارات و تفاسیر بیشتر هستند. اگر چه پاسخ های قبل از بحران و بعد از بحران در باند های عدم قطعیت بسیار مشابهی همانند باند های معیار قرار می گیرند با این حال پاسخ های پیش بحران به نظر می رسد که تا حدودی یکنواخت تر باشند اگر چه پاسخ های پس از بحران نیز تا حدودی تغییرات بیشتری را نشان داد. این می تواند سیگنالی مبنی بر تغییرات بالقوه در پاسخ بعد از بحران مالی آسیا باشد اگر چه طول داده ها در هر زیر نمونه

بسیار کوتاه است که نمی تواند شواهد قوی برای این تغییر ارائه دهد. دومین تفاوت در پاسخ این است که اگر چه علامت ها و اشکال مربوط به پاسخ های ناشی از مدل سازی در سطوح مختلف بسیار مشابه با علامت های مربوط به معیار تصحیح خطا هستند باند پاسخ برای شوک های مصرف دولتی در شکل 5C(9) برای بیشتر دوره ها صفر است. چون مدل در سطوح مختلف موجب کاهش محدودیت های هم انباشتگی می شود و بنابراین کاهش کارایی برآورد پارامتر وجود دارد ما تغییر در جای گذاری باند های خطا را به صورت یک علامت محض از کارایی برآورد پایین در نظر می گیریم به خصوص زمانی که انباشتگی تحمیل نشده باشد.

5.8 مقایسه ی نتایج با رویکرد های دیگر

ما نتایج را با دو راهبرد شناسایی دیگر به صورت زیر مقایسه می کنیم:

رویکرد محدودیت علامت خالص: این رویکرد توسط الیگ 2005 ارائه شد. دو مجموعه از محدودیت ها برای این رویکرد استفاده شده و توابع پنالتی استفاده نمی شوند. اولاً ما از مجموعه ی محدودیت ها در جدول 2 برای شناسایی 4 شوک ساختاری استفاده می کنیم دوماً چون پیرمن 2005 خاطر نشان کرد که شناسایی سایر شوک ها به شناسایی شوک های انتخاب شده کمک می کند ما نه تنها 4 شوک بلکه همه ی مجموعه شوک های داخلی را انتخاب می کنیم. شوک های اضافی که شناسایی شدند شامل تقاضا عرضه و شوک های نرخ ارز واقعی خالص می باشند و ما مجموعه ای از محدودیت های علامت پیشنهادی توسط فرانت و پرسمن 2006 را برای این منظور استفاده می کنیم.

رویکرد تابع پنالتی - سیستم: این رویکرد ترکیبی از رویکرد تابع پنالتی و محدودیت علامت خالص است. این رویکرد محدودیت هایی را به جای رویکرد محدودیت علامت خالص به صورت بیشتر وارد می کند اما محدودیت های کمتری از رویکرد تابع پنالتی مورد استفاده در این مطالعه تحمیل می شود. به طور ویژه به جای شناسایی هر شوک با استفاده از یک تابع پنالتی رویکرد تابع پنالتی سیستم انتخاب شده می تواند موجب کاهش تابع

پنالتی سیستم برای هر یک از (B, Σ) از توزیع پسین شود. تابع سیستم پنالتی به صورت زیر است

$$\Psi(a) = \sum_{j=1}^4 \left[\sum_{s_j \in l_{r+}} \sum_{h=0}^{H_{re}} ff\left(-\frac{r_{a,s_j}(h)}{\sigma_{s_j}}\right) + \sum_{s_j \in l_{r-}} \sum_{h=0}^{H_{re}} ff\left(\frac{r_{a,s_j}(h)}{\sigma_{s_j}}\right) \right],$$

که j نشان دهنده ی j امین شوک می باشد و تفاسیر دیگر نیز قبلا به همین صورت بوده است تابع پنالتی سیستم مجموع توابع پنالتی هر 4 شوک است ما پاسخ های ضربه ای را با استفاده از این روش با مجموعه ای از محدودیت ها در جدول 2 محاسبه می کنیم.

جدول B4 در پیوست B خلاصه ای از پاسخ های ضربه ای به دست آمده از این آزمایشات را خلاصه کرده و سپس آن ها را با پاسخ های دیگر هنگامی که راهبرد های شناسایی مختلف استفاده شود مقایسه می کنند. اولین خط از هر یک از پنل ها پاسخ های معیار بحث شده در بخش های 5.4 و 5.5 بالا را نشان می دهند در حالی که دومین بخش پاسخ ها را در هنگام استفاده از شوک های تولید و آزاد سازی استفاده می کنند. با مقایسه ی این خطوط می توان گفت که ترتیب شناسایی اثرات اندکی بر پاسخ ها در برابر شوک باز بودن اقتصاد و بهره وری دارد با این حال اثری بر روی پاسخ های دیگر ندارد. با بررسی رویکرد های محدودیت علامت خالص و تابع پنالتی سیستم، می توان دید که اگر ما پاسخ هایی را که تحت تاثیر محدودیت شناسایی بودند را کاهش دهیم آن گاه بیشتر پاسخ های باقی مانده به صورت غیر معنی دار خواهد بود. زیرا در پاسخ های صدک 16ام و 84ام به زیر 0 می رسد. این پاسخ ها برعکس یافته های معیار هستند و این نشان می دهد که تابع پنالتی (8) که ما استفاده کردیم به خصوص در هنگام اجرای پاسخ های معیار می تواند شیوه ی موثر برای شناسایی شوک های اختیار شده باشد. در نهایت با مقایسه ی خط 4 و 5 در هر پانل می توان دید که پاسخ های مربوط به رویکرد علامت محدودیت خالص برای شناسایی 4 شوک مشابه است و این نشان دهنده ی ایده ی اولگ 2005 است که ما می توانیم تنها بر شناسایی شوک های اختیار شده تمرکز کنیم.

به طور کلی این نتایج به ما در شناسایی اعتماد به نفس بیشتری می دهد. رویکرد محدودیت علامت خالص و تابع پنالتی سیستم تنها نتایج محدودی را در اختیار می گذارد زیرا آن ها تنها مربوط به مجموعه ی کوچکی از محدودیت ها هستند. بنابراین در هر نقطه ی زمانی شوک های دیگری هستند که مطابق با فرضیات شناسایی بوده و بنابراین این دو رویکرد طیف وسیعی از پاسخ های قابل قبول را در اختیار می گذارد. به همین دلیل ما از محدودیت علامت و 0 همراه با 4 تابع پنالتی برای شناسایی شوک استفاده می کنیم. ما محدودیت های بیشتری را با استفاده از توابع پنالتی برای کاهش اثرات شوک های دیگر تحمیل کرده و سپس به پاسخ های شوک مورد نیاز دست می یابیم. تابع پنالتی بستگی به ایده ای دارد که مبنی بر آن در میان همه ی شوک های موجود

احتمال وجود پاسخ برای محدودیت های علامت وجود دارد. تابع پنالتی به استفاده از پاسخ های مناسب با باریک کردن دامنه ی پاسخ های مجاز کمک می کند. این می تواند برخی از ابهامات ذاتی مربوط به رویکرد های دیگر را حل کند.

6. نتیجه گیری

رشد جمعیت و رشد اقتصادی اخیر در چین و سایر کشور های در حال توسعه در آسیای شرقی و جنوب شرق آسیا منجر به یک فرضیه ی جهانی مبنی بر این شده است که این کشور ها نقش مهمی در اقتصاد جهان دارند و این که سیاست های نرخ ارز ان ها صرف نظر از این که برای آسیا باشد یا بقیه ی جهان بسیار اهمیت دارد. این مقاله تجزیه تحلیل تجربی دقیقی از نوسانات نرخ ارز را برای کشور های آسیایی در حال توسعه در دوره ی 1970-2008 با تاکید بر کشور های شرق آسیا و جنوب آسیا ارائه می کند زیرا این کشور ها ارتباط خود را با جهان پیشرفته تقویت کرده اند و همچنین ان ها در حال یکپارچگی بیشتر می باشند. ما همچنین به بررسی اثرات کوتاه مدت و بلند مدت ازاد سازی تجارت، بهبود بهره وری در بخش تجاری سیاست پولی انقباضی و مصرف دولتی انبساطی بر روی نرخ ارز واقعی در این کشور های در حال توسعه پرداخته و سپس تاکید ویژه بر اندازه و پویایی پاسخ های نرخ ارز به انواع مختلف شوک های سیاسی خواهیم داشت.

تجزیه تحلیل ما بر اساس پاسخ ضربه ای محدود علامت مربوط به مدل تصحیح خطای بردار پانلی می باشد که می تواند چشم انداز جدیدی را برای نوسانات نرخ ارز در آسیا در حال توسعه ارائه کند زیرا تحقیقات مربوطه ی قبلی تنها متکی به سری های زمانی کوتاه تری برای این کشور ها بوده و همچنین با مجموعه ی محدودی از فنون مدل سازی کار می کند. ابعاد مختلف کار ما نیز تمایز مطالعات دیگر از مطالعات مربوط به نوسانات نرخ ارزی است که ما استدلال می کنیم مدل تصحیح خطای بردار پانلی با متغیر های خارجی خاص ارتباط دارد و لذا ما اثر بالازا ساموئلسون را با ایجاد یک دیفرانسیل بهره وری تجاری و غیر تجاری ناشی از دامنوسکی 2012 که بستگی به الگو های تجاری ویژه و متغیر در زمان دارد استفاده کردیم.

یافته های ما نشان می دهد که رشد تولید ناخالص داخلی، بهره وری و بخش تجاری سهم مصرف دولت و درجه باز بودن اقتصاد رابطه ی بلند مدتی با نرخ ارز واقعی دارد. بعلاوه تجزیه تحلیل پاسخ ضربه ای ما موید نتایج مورد انتظار توسط تئوری های اقتصادی و تئوری های یافت شده در منابع تجربی یافت شده تا کنون می

باشد. اولاً نتایج ما نشان می دهد که اصلاح تجارت و مبادله منجر به اصطحلاک واقعی بالایی در بلند مدت می شود و تجزیه ی واریانس نشان می دهد که ازاد سازی تجارت از اهمیت بالایی برای توجیه دینامیک کوتاه مدت و بلند مدت نرخ ارز واقعی دارد. دوما شوک وارده بر اختلاف بهره وری تجاری و غیر تجاری منجر به افزایش ارزش سرمایه ای می شود اگر چه اثر شوک بر روی نرخ ارز واقعی نیز کوچک و کوتاه مدت است. این همچنین برای یک سری رفتارهای نرخ ارز واقعی در میان کشورهای سریع الرشد در آسیا بسیار اهمیت دارد زیرا سیاست گذاران مشاهده کردند که ارزش پولی آن ها با گذشت زمان کاهش می یابد علی رغم این که میزان بهره وری در بخش تجاری و مبادله ای می تواند افزایش پیدا کند. سوما یک شوک سیاست پولی متناقض ممکن است اثر معنی داری بر روی نرخ ارز واقعی نداشته باشد که این مطابق با خنثی بودن بلند مدت پول است. چهارما افزایش در مصرف دولت می تواند موجب افزایش ارزش پولی شود که مطابق انتظار ما بود.

تجربه های قبلی نشان داده است که افزایش ارزش پولی واقعی در آسیا و بازار های نو ظهور آسیا می تواند موجب ایجاد یک بحران مالی بزرگ شود بنابراین مهم است که سیاست گذاران نوسانات نرخ ارز را پایش کنند و هدف آن ها بایستی دستیابی به یک نرخ ارز ثابت در یک دوره ی زمانی طولانی باشد. بر اساس یافته های ما می توانیم مشاهدات زیر را در رابطه با سیاست نرخ ارز واقعی داشته باشیم اولاً سیاست گذاران بایستی هنگام اجرای یک سیاست مبتنی بر مصرف دولت یا تجارت دولت محتاطانه عمل کنند زیرا تغییرات در این سیاست ها اثرات دائمی و بلند مدتی بر نرخ ارز واقعی خواهند داشت دوما شواهد ما نشان می دهد که سیاست های طراحی شده برای افزایش نسبت باز بودن اقتصاد که به صورت سیاست های تجاری در این جا توصیف شدند می تواند اثرات قوی و بلند مدتی بر روی نرخ ارز واقعی داشته باشند. این نتیجه نشان می دهد که ارزش گذاری کمتر از مقدار واقعی نرخ ارز کشور های در حال توسعه ی آسیا می تواند یک نتیجه ی طبیعی ازاد سازی تجارت باشد و این که تلاش برای ایجاد افزایش ارزش نرخ پول لزوماً ممکن است مناسب نباشد. بعلاوه ما مشاهده کردیم که اگر چه سیاست مربوط به باز دهی و بهره وری بخش تجاری می تواند منجر به افزایش ارزش پولی واقعی در حالت نظری شود ولی این سیاست ممکن است برای مدیریت نرخ ارز واقعی در کشورهای در حال توسعه سیاسی عملاً نا کارآمد باشند.

کشور های موجود در تجزیه تحلیل ما از این جهت که همگی ان ها کشور های در حال توسعه می باشند و در یک منطقه ی جغرافیایی قرار گرفته اند و نیز اثرات مشابهی را از کشور های خارجی دریافت می کنند مشابه هستند.از همه مهم تر بسیاری از کشور ها در نقاط یکسانی از نظر مسیر پیشرفت و توسعه قرار دارند و همچنین ان ها با مجموعه ی مشابهی از مشکلات با توجه به سیاست های نرخ ارز خود مواجه هستند.این تشابهات همراه با این حقیقت که این کشور ها روز به روز به هم دیگر وابسته می شوند می تواند یک منطق و دلیل مناسب را برای تجزیه تحلیل نرخ ارز ان ها در چار چوب یک پانل به ما ارائه دهد.نتایج ما همچنین برای درک نوسانات نرخ ارز در کشور های دیگر آسیای شرقی و جنوبی اهمیت دارد و لذا به بحث های مربوط به امکان هماهنگ سازی نرخ ارزی و پولی در اسیا کمک می کند(گوپتا 2012).با این حال لازم به خاطر نشان است که نتایج ما لزوما قابل تعمیم به کشور های موجود در آسیای مرکزی و غربی نیست زیرا این کشور ها همگی با ساختار های متفاوتی کار می کنند و نیز دارای محیط سیاسی مختلف و راهبرد های پیشرفتی متفاوتی هستند.لازم به ذکر است که اگر ما این کشور ها را در تجزیه تحلیل خود قرار دهیم ان گاه همگنی پانل ما یا نمونه های ما کاهش می یابد. همین احتیاط در رابطه با کشور هایی نظیر زوسیه و برزیل صدق می کند که کشور های در حال توسعه ی با سرعت بالایی هستند ولی روابط متقابل متفاوتی با اروپا و امریکای شمالی دارند.طبیعتا مطالعه ی نوسانات نرخ ارز برای طیف وسیعی از کشور ها برای اهداف فراتر از این مقاله اهمیت دارند.ما همچنین در حال ایجاد یک اتورگرسیون برداری جهانی برای دستیابی به اهداف کلی هستیم و نتایج را در این حالت گزارش می کنیم.