آزمون برابری قدرت خرید *(PPP)* در ایران به روش هم انباشتگی برداری

دکتر رضا شیوا[۱] ناصر خیابانی[۲]

چکیده

آزمون تئوری قدرت خرید مقوله‌ای است که در اکثر مطالعات به آن پرداخته شده است. در خیلی از کشورها این تئوری مورد تأیید و در برخی دیگر از کشورها پذیرفته نشده است. و تأکید بر این نکته ضروری است که برقراری این تئوری در کشورها بستگی به نرخ مورد استفاده ارز و دورهٔ مورد مطالعه دارد. در این مقاله سعی شده است تئوری برابری قدرت خرید با استفاده از روش‌های هم انباشتگی برداری[۳] و داده‌های ماهانه برای دورهٔ ۷۳-۱۳۶۱ مورد آزمون قرار گیرد. و همچنین در این مقاله با استفاده از مدلهای تصحیح خطای برداری *(VECM)* به بررسی رابطه علت و معلولی نرخ ارز و تورم پرداخته می‌شود.

نتایج نشان می‌دهند که در دورهٔ مورد مطالعه تئوری *PPP* در ایران مصداق دارد. همچنین مشخص گردید که رابطه علت و معلولی از سمت نسبت قیمتها به سمت نرخ ارز بوده و عکس آن صادق نمی‌باشد. نهایتاً در این مطالعه معلوم می‌گردد که در بلند مدت هرگونه انحراف از *PPP* با سرعت تعدیل ۲۱ درصد توسط نرخ ارز تصحیح می‌شود.

پرتال جامع علوم انسانی

۱- عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

۲ - کارشناسی ارشد اقتصاد توسعه و برنامه ریزی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

3 - Vector Cointegration

۱) مقدمه

در ادبیات اقتصادی، تئوری برابری قدرت خرید[۱]، بیانگر رابطه بلند مدت بین نسبت قیمتها و نرخ ارز در یک اقتصاد باز تعبیر شده است. در این مفهوم، برابری قدرت خرید (که از این پس اختصاراً آن را با *PPP* نشان می‌دهیم) نشان دهنده برابری نرخ ارز با نسبت قیمتهای دو کشور می‌باشد.

مطالعات متعددی همچون مطالعه فرنکل (۱۹۸۱) رابطه کوتاه مدت نرخ ارز و نسبت قیمتها و به عبارت دیگر برقراری *PPP* در کوتاه مدت را رد می‌کنند. معذالک در اکثر مطالعات انجام شده، در مورد برقراری رابطه بلند مدت *PPP* نتایج متفاوتی به چشم می‌خورد (برای مثال به لوکاس (۱۹۸۰) و سامرز (۱۹۸۳) مراجعه کنید). مطالعات اخیر در مورد *PPP* عمدتاً روی روش همگرائی دراز مدت[۲] که در سال ۱۹۸۷ توسط انگل ـ گرانجر ارائه شده استوار است. برای مثال لیتون و استارک[۳] در سال ۱۹۹۰ در مطالعه خودشان با استفاده از روش همگرائی، وجود برقراری *PPP* را در بلند مدت برای ۶ کشور صنعتی مورد آزمون قرار دادند که نتایج آزمون آنها حاکی از عدم برقراری *PPP* در این کشورها بوده است. از طرف دیگر کیم (۱۹۹۰) با استفاده از داده‌های سالانه برای پنج کشور صنعتی، برقراری *PPP* را مورد تأیید قرار داده است.

اما مطالعات انجام شده در کشورهای کمتر توسعه یافته[۴] به گستردگی مطالعات صورت گرفته در کشورهای صنعتی نبوده است. از جمله مطالعات انجام گرفته در کشورهای در حال توسعه می‌توان به مطالعه بهمنی اسکوئی (۱۹۹۳) و تانگ بوتینگ (۱۹۹۴)[۵] اشاره کرد. در بررسی بهمنی اسکوئی آزمون *PPP* با استفاده از نرخ ارز مؤثر برای ۲۵ کشور کمتر توسعه یافته صورت گرفته که به استثنای چهار کشور، این آزمون در بقیه کشورها تأیید نگردیده است. قابل توجه آنکه در این تحقیق، تئوری *PPP* برای کشورهای با تورم بالا و همچنین برای کشورهای با تورم متوسط و پائین رد شده است. در صورتی که انتظار می‌رفت در کشورهای با تورم بالا این تئوری مورد تأیید قرار گیرد. از طرف دیگر در بررسی مشترک تانگ بوتینگ که برای ۱۱ کشور آسیائی صورت گرفته است، غیر از کشورهای جنوب شرقی آسیا در بقیه ۶ کشور که جزء

---

1 - Purchasing Power Parity

2 - Cointegration

3 - Layton, Stark

4 - Less Developed Countries: LDCs

5. Tang - Butiong (1994)

کشورهای کمتر توسعه یافته محسوب می‌شوند، تئوری *PPP* تأیید گردیده است. اما آنچه مسلم است ساختار اقتصادی کشورهای صنعتی و کمتر توسعه یافته دارای ویژگیهای متفاوت بوده و لذا برقراری یا عدم برقراری *PPP* نیز با توجه به این ویژگیها محدودیتهای خاص خود را دارا خواهند بود. نهایتاً برخی از این تفاوتها را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد.

۱ - در اکثر کشورهای کمتر توسعه یافته دخالتهای دولت در بازار ارز به صورت گسترده‌تری نسبت به کشورهای صنعتی صورت می‌گیرد که این مسئله خود عاملی برای انحراف نرخ ارز از نسبت قیمتهای دو کشور می‌گردد.

۲ - بالاسا (۱۹۶۴) نشان داد که به علت وجود بازدهی بیشتر کالاهای قابل مبادله[۱] نسبت به کالاهای غیر قابل مبادله[۲]، کشوری با داشتن سهم بیشتری از کالاهای قابل مبادله می‌تواند پول با ارزش‌تری نسبت به کشور مقابل داشته باشد. بنابر این وجود سهم بیشتری از کالاهای غیرقابل مبادله در کشورهای *LDC* خود عاملی برای افزایش نرخ ارز و در نتیجه عدم برابری نرخ ارز با سطح قیمتهای نسبی دو کشور می‌باشد.

۳ - وجود محدودیتهای تجاری در کشورهای در حال توسعه و همچنین تغییرات مکرر ساختاری در این کشورها (مانند تغییرات سیاسی، اقتصادی) عامل مهم دیگری در انحراف نرخ ارز از نسبت قیمتها و به عبارت دیگر عدم برقراری *PPP* می‌باشد.

۴ - از طرف دیگر، تغییر قیمتها در کشورهای در حال توسعه خیلی سریع‌تر از تغییر قیمتها در کشورهای صنعتی صورت می‌گیرد و این خود می‌تواند علتی برای برقراری *PPP* در این کشورها باشد. برای مثال در تحقیق مشترک مکنون - والاس (۱۹۸۹)[۳] تئوری *PPP* برای چهار کشور برزیل، آرژانتین، اسرائیل و شیلی که دارای تورم بالا بوده‌اند، تأیید شده است.

در ایران، با توجه به تفاوتهای ذکر شده بین کشورهای صنعتی و کمتر توسعه یافته، به طور نسبی می‌توان دخالتهای دولت در بازار ارز، بالا بودن سهم کالاهای غیرقابل مبادله و بالا بودن تورم را مشاهده نموده و اینکه آیا با در نظر گرفتن شرایط فوق می‌توان مدارکی در تأیید تئوری *PPP* در ایران ارائه نمود یا خیر، سئوالی است که در این مقاله با استفاده از روش همگرائی دراز مدت سعی در پاسخ گوئی آن خواهیم داشت.

---

1 - Tradable Goods

2 - Non - Tradable Goods

3 - Macnown-Wallace

مقاله حاضر از بخش‌های زیر تشکیل می‌یابد: در بخش (۲) تئوری همگرائی دراز مدت ونیز مدل PPP ارائه خواهد شد. در بخش (۳) به آزمون PPP پرداخته می‌شود و نتایج همگرائی بلند مدت مدل انگل - گرانجر و همچنین نتایج مکانیزم مدل تصحیح خطا[۱] و رابطه علت و معلولی ارائه می‌گردد. بخش (۴) PPP را بر اساس بردار همگرائی که توسط جوهانسن - جوسیلیوس (۱۹۹۰)[۲] ارائه شده است، مورد آزمون قرار داده و همچنین در این بخش با استفاده از مدل بردار تصحیح خطا[۳] و تابع عکس العمل[۴] به بررسی پویایی و رابطه علت و معلولی بین دو متغیر نرخ ارز و نسبت قیمتها می‌پردازیم. نهایتاً در بخش پایانی (۵) خلاصه و نتایج ارائه می‌گردد.

۲ - روش همگرائی بلند مدت و مدل PPP

۱ - ۲) مدل همگرائی دراز مدت

در مطالعه نیوبلد - گرانجر (۱۹۷۴)[۵] نشان داده شده است که وقتی دو متغیر ناپایا[۶] در یک مدل رگرسیونی در کنار هم قرار گیرند و با فرض اینکه از نظر تئوریک بین دو سری رابطه‌ای وجود نداشته باشد، همچنان احتمال برقراری یک رابطه آماری قوی بین دو سری ممکن می‌باشد. به عبارت دیگر زمانی که دو متغیر Y_t و X_t ناپایا باشند و از لحاظ تئوریک نیز ارتباطی بین آنها برقرار نباشد، رگرس کردن Y_t روی X_t می‌تواند از نظر آماری ارتباط قوی را بین دو سری نمایان سازد که در آمار و اقتصاد سنجی به ارتباط کاذب[۷] مشهور است.

یکی از راههائی که نیوبلد - گرانجر برای از بین بردن این نقیصه پیشنهاد می‌کنند این است که قبل از آنکه Y_t و X_t را در یک معادله رگرسیونی قرار دهیم ابتدا با استفاده از تفاضل گیری، سری‌های Y_t و X_t را به

---

1 - *Error Correction Model: ECM*
2 - *Johansen-Juselius (1990)*
3 - *Vector Error Correction Model: VECM*
4 - *Impulse Function*
5 - *Newbold,Grenger*
6 - *Non-Stationary*
7 - *Spurious*

سری‌های پایا[1] تبدیل کرده و سپس به بررسی ارتباط آنها در قالب مدل رگرسیونی بپردازیم. البته این نحوه عمل که در مدلهای باکس - جنکینز و VAR نیز مرسوم است خود منجر به از بین بردن اطلاعات بـا ارزش دراز مدت سری‌ها می‌گردد.

ابتدا گرانجر (۱۹۸۱) و به دنبال آن انگل - گرانجر (۱۹۸۷) با ارائه روش همگرائی بلند مدت و مدل تصحیح خطا به رابطه بلند مدت دو سری دست یافتند و توانستند رابطه کوتاه مدت و دراز مدت دو سری را بدست آورده و وجود تعادل میان آنها و رابطه علت و معلولی موجود میان آنان را آزمون کنند.

مع‌الوصف، زمانی که سری‌ها دارای رابطه همگرائی دراز مدت باشند، هنوز استفاده از مدل VAR سنتی به علت تفاضل گیری از سری‌ها و از قلم انداختن اطلاعات با ارزش بلند مدت میسر نمی‌باشد. این مشکلی بود که قبل از ارائه روش همگرائی دراز مدت برداری[2] در ارتباط با استفاده از مدل VAR سنتی در اقتصاد وجود داشته است. زیرا چنانکه پلاسر - نلسون (۱۹۸۲) بیان داشته‌اند اکثر سری‌های اقتصادی ناپایا بوده و تفاضل گیری از آنها اطلاعات با ارزش بلند مدت را از بین خواهد برد.

جوهانسن (۱۹۸۸) با ارائه روش همگرائی دراز مدت برداری و وارد کردن آن در مدل سنتی VAR مشکل حذف اطلاعات دراز مدت سریها را از بین برد. بنابر این با این روش، بدون پایا کردن سری‌ها در مدل VAR می‌توان ارتباط بلند مدت سریها را مورد آزمون قرار داد.

به منظور توضیح بیشتر، دو سری X_t و Y_t را در نظر گرفته و فرض می‌کنیم که هدف، بررسی مرتبه اول سری میباشد. بنابه تعریف، زمانی یک سری دارای مرتبه صفر $I(0)$ می‌باشد کـه مـولد گشـتاور نـوع دوم و همچنین میانگین سری متناهی باشد. به عبارت دیگر اگر مرتبه یک سری را با $I(d)$ نشان دهیم ($Y_t \sim I(d)$ یا $X_t \sim I(d)$)، که در آن d مرتبه تفاضلی سری باشد، پس از d مرتبه تفاضل گیری، سری مزبور تبدیل به سری پایا خواهد شد. پس اگر X_t و Y_t هر کدام دارای مرتبه تفاضلی یک باشند ($X_t \sim I(1)$ و $Y_t \sim I(1)$)، در آن صورت ΔY_t و ΔX_t دو سری با مرتبه تفاضلی $I(0)$ خواهند بود که ΔX_t و ΔY_t را سری پایا نیز می‌نامند (Δ عملگر خطی می‌باشد. $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$) از طرف دیگر زمانی یک سری، ناپایا تلقی می‌گردد که مولد گشتاور نوع دوم و میانگین آن غیر متناهی باشد و به عبارت دیگر میانگین و واریانس آن با زمان حرکت نماید:

1. *Stationary*
2. *Vector Cointegration*

$$\lim_{t \to \infty} Var(X_t) = \infty$$

بطوری که :

$$Var(X_t) = \sigma^2 t$$

بنابر این اگر سری X_t و یا Y_t را در قالب فرآیند رفتار تصادفی[1] به صورت زیر در نظر بگیریم.

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \,,\ \varepsilon_t \sim N(0\,,\ \sigma^2)$$

X_t یک سری ناپایا با مرتبه یک، $I(1)$ خواهد بود. پس زمانی یک سری زمانی ناپایا نامیده می‌شود که در تابع زیر

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \,,\ \varepsilon_t \sim N(0\,,\ \sigma^2) \qquad (۱)$$

مقدار قدر مطلق ρ، مساوی یا بزرگتر از یک باشد $|\rho| \geq 1$ ، زمانی X_t یک سری پایا است که ρ بین صفر و یک $(0 < \rho < 1)$ نوسان کند.

آزمونی که برای ریشه واحد[2] و یا ناپایا بودن یک سری مورد استفاده قرار می‌گیرد به آزمون دیکی- فولر (DF) معروف است که در سال ۱۹۷۶ توسط فولر ارائه گردیده است. این آزمون بر اساس رگرسیون زیر انجام می‌پذیرد:

$$\Delta X_t = (\rho - 1) X_{t-1} + \varepsilon_t \,,\ \varepsilon_t \sim N(0\,,\ \sigma^2) \qquad (۲)$$

که در آن ΔX_t تفاضل مرتبه اول X_t بوده و برای آزمون ریشه واحد فرضیه صفر $(H_0 : (\rho - 1) = 0$ یا $I(1))$ در مقابل فرضیه مخالف $(H_1 : (\rho - 1) < 0$ یا $I(0))$ مورد آزمون قرار می‌گیرد. بعدها به علت وجود مشکلات هم بستگی سریالی[3] جملات اخلال رگرسیون و همچنین احتمال وجود روند قطعی[4] در سری‌ها، آزمون تصحیح شده دیکی - فولر[5] بر اساس رگرسیون زیر بدست می‌آید:

$$\Delta X_t = \theta_0 + (\rho - 1) X_{t-1} + \sum_{i-1}^{k} \theta_i \Delta X_{t-i} + \varphi t + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

---

1 - Random Walk
2 - Unit Root
3 - Serial Correlation
4 - Determinstic
5 - Augment Dickey- Fuller

ε_t دارای توزیع نرمال $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ بوده و فرضیه‌ها مشابه رگرسیون (۲) انجام می‌گیرد.

بعد از مشخص کردن مرتبه سری‌ها قادر خواهیم بود که ارتباط بلند مدت سری‌ها را مورد آزمون قرار دهیم. بنابه تعریف دو سری که هر کدام دارای مرتبه یک $I(1)$ باشند زمانی رابطه بلند مدت خواهند داشت که ترکیب خطی آنها دارای مرتبه صفر $I(0)$ باشد. به عبارت دیگر اگر مرتبه X_t و یا Y_t را به صورت $CI(b, d)$ تعریف کنیم که در آن $X_t \sim I(b)$ و $Y_t \sim I(d)$ باشد، دو سری زمانی دارای همگرائی بلند مدت خواهند بود که Θ هایی وجود داشته باشند به طوری که ترکیب خطی از X_t و Y_t خود دارای مرتبه صفر باشد. یعنی

$$Y_t - \Theta_1 X_t \sim I(d - b) \sim I(0)$$
$$X_t - \Theta_2 Y_t \sim I(d - b) \sim I(0)$$

بنابر این زمانی که در رگرسیون زیر

$$Y_t = \Theta_0 + \Theta X_t + U_t$$

که هر دو سری X_t و Y_t دارای تفاضل مرتبه اول بوده و همچنین در صورتی که $\hat{e}_t$ به عنوان ترکیب خطی دو سری X_t و Y_t باشد:

$$\hat{e}_t = Y_t - \hat{\Theta}_0 - \hat{\Theta} X_t$$

در آن صورت برای یافتن رابطه دراز مدت تعادلی بین دو سری X_t و Y_t، از رگرسیون زیر استفاده می‌گردد:

$$(1 - L)e_t = \psi_0 e_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \psi_i \Delta e_{t-i} + \varepsilon'_t$$

که در آن L عملگر خطی بوده $(L(e_t) = e_{t-1})$ و فرضیه صفر (عدم همگرائی $(H_0 : \Psi_0 = 0$ را در مقابل فرضیه مخالف (وجود همگرائی $(H_0 : \Psi < 0;$ مورد آزمون قرار می‌دهیم. در صورتی که نتایج، دال بر وجود ارتباط دراز مدت بین دو سری باشد می‌توانیم مدل تصحیح خطا را به صورت زیر تعریف کنیم:

$$\Delta Y_t = \lambda e_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \lambda_{1i} \Delta (Y_{t-i}) + \sum_{i=1}^{k} \lambda_{2i} \Delta (X_{t-i}) + \eta_t \qquad (۴)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

که در آن η_t دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ^2 می‌باشد $[\eta_t \sim N(D, \sigma^2)]$.

e_{t-1} تصحیح خطاها بوده و ضریب آن سرعت تعدیل بین کوتاه مدت و بلند مدت را به نمایش می‌گذارد.

بنابر این به طور خلاصه، در کار مشترک انگل - گرانجر زمانی که ترکیب خطی دو سری از مرتبه صفر $I(0)$ باشد، آن دو سری دارای یک مدل تصحیح خطا خواهند بود که سرعت تعدیل کوتاه مدت و بلند مدت متغیرها را به نمایش می‌گذارد. حال فرض کنیم که ما بیش از دو سری داشته باشیم و همچنین فرض می‌کنیم که سری‌ها دارای ریشه واحد باشند، در صورتی که ترکیب خطی سری‌ها با مرتبه صفر $I(0)$ بیش از یکی باشند در آن صورت می‌توان بیش از یک مدل تصحیح خطا یافت که مبین رابطه کوتاه مدت و دراز مدت بین سری‌ها باشند. در این حالت روش انگل - گرانجر توانائیهای لازم برای تعیین بردارهای همگرا را به طور مستقیم نخواهد داشت.

جوهانسن (۱۹۸۸) و جوهانسن - جوسیلیوس (۱۹۹۰) با ارائه روش همگرائی برداری که در آن روش برآورد به طریق حداکثر راستنمائی صورت می‌گیرد، این مزیت را نسبت به روش دو مرحله‌ای انگل - گرانجر بدست دادند که به صورت مستقیم توانایی تعیین تعداد ترکیب‌های خطی دراز مدت امکان‌پذیر می‌باشد. برای توضیح بیشتر ابتدا یک مدل VAR را به صورت زیر در نظر می‌گیریم.

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \ldots + A_p Y_{t-p} + \eta_{1t} \qquad (۵)$$

که در آن بردار Y_t شامل سری‌های $(Y_1, Y_2, \ldots, Y_{pt})$ و A_i ماتریس‌های $n \times n$ بوده و تعداد وقفه بستگی به فرآیند اتورگرسیو دارد. معادله فوق دارای یک مدل $VECM$ می‌باشد که به صورت زیر نوشته می‌شود.

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta_{t-2} + \ldots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \pi Y_{t-p} + \eta_{2t} \qquad (۶)$$

که در آن

$$\pi = I - A_1 - A_2 \ldots - A_p$$

$$\Gamma_i = -I + A_1 + A_2 + \ldots + A_i \qquad (i = 1, \ldots, P-1)$$

تنها تفاوت معادله فوق با یک مدل سنتی VAR که بر حسب تفاضل اولیه نوشته می‌شود در مقدار πY_{t-p} می‌باشد. حال اگر π دارای رتبه کامل[۱] باشد هر ترکیب خطی از Y_t پایا خواهد بود و در صورتی که ماتریس π صفر باشد، تمام ترکیبات خطی Y_t ناپایا بوده و دارای فرآیند ریشه واحد خواهند بود.

بنابر این در حالت کلی اگر ما رتبه ماتریس π را با K نمایش دهیم که در آن K تعداد ترکیبات خطی سری‌های مستقل و مرتبه صفر باشد، بررسی سه حالت زیر ممکن خواهد بود:

۱ ـ اگر $K = P$ باشد، در آن صورت π دارای رتبه کامل بوده و به عبارت دیگر تمام متغیرهای Y_t پایا خواهند بود، که استفاده از VAR را بدون تفاضل گیری ممکن می‌سازد.

۲ ـ اگر $K = 0$ باشد، تمام متغیرهای Y_t دارای ریشه واحد بوده و به عبارت دیگر ترتیبات خطی سری‌ها از مرتبه یک $I(1)$ می‌باشند. در این حالت بایستی مدل VAR بعد از تفاضل گیری از سری‌های Y_t مورد استفاده قرار گیرد.

۳ ـ اگر $0 < K < P$ باشد، در این صورت K ترکیب خطی با مرتبه صفر $I(0)$ وجود داشته و بقیه $(P-K)$ ترکیب خطی از مرتبه یک $I(1)$ خواهند بود.

مطابق روش جوهانسن در صورتی که در معادله (۶) مرتبه ماتریس π کوچکتر از n باشد $(K < n)$ می‌توان π را در قالب دو ماتریس α و β با ابعاد $(n \times k)$ تجزیه نمود:

$$\pi = \alpha \beta'$$

که در این حالت α و β مستقیماً از روش حداکثر راستنمائی (ML) قابل برآورد خواهند بود.

در این روش ما برای رسیدن به برآورد α و β بایستی مراحل زیر را طی کنیم. ابتدا دو رگرسیون زیر را برآورد کرده و پسمانده‌های[۲] حاصل را به ترتیب R_{0t} و R_{1t} می‌نامیم:

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{K-1} \Gamma_{0i} \Delta Y_{t-i} + \mu_{0t} \qquad (۷)$$

$$\Delta Y_{t-K} = \sum_{i=1}^{K-1} \Gamma_{1i} \Delta Y_{t-i} + \mu_{1t} \qquad (۸)$$

1 - Full Rank

2 - Residuals

اکنون با داشتن دو بردار R_{0t} و R_{1t}، ماتریس S_{ij} را از فرمول زیر استخراج می‌کنیم:

$$S_{ij} = n^{-1} \sum R_{It} R'_{jt}$$

و به حل مقادیر ویژه با استفاده از دترمینان زیر می‌پردازیم

$$\left| \lambda S_{pp} - S_{po} S^{-1}_{oo} S_{op} \right| = 0$$

با حل $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \hat{\lambda}_3 > \ldots > \hat{\lambda}_m$ و بدست آوردن بردارهای ویژه $\hat{V} = (\hat{V}_1, \hat{V}_2, \ldots, \hat{V}_m)$ ماتریسهای β و α به روش ML به صورت زیر برآورد می‌شوند.

$$\hat{\beta} = (\hat{V}_1, \ldots, V_r)$$

$$\hat{\alpha} = S_{0p} \hat{\beta}$$

ردیف‌های ماتریس β همان بردارهای همگرائی دراز مدت بوده و ماتریس α ضریب‌های تصحیح خطای مدل $VECM$ می‌باشند.

بنابر این نهایتاً با برآورد β و α می‌توانیم تعداد بردارهای همگرا را مورد آزمون قرار دهیم. در این مورد دو آزمون زیر ارائه شده است.

۱ - آزمون اثر[1]:

$$-2 \log Q_1 = -n \sum_{i=r+1}^{P} Ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

که طبق این آزمون می‌توانیم وجود حداکثر، r بردار همگرا و یا حداقل $P - r$ بردار همگرا را مورد آزمون قرار دهیم.

۲ - آزمون حداکثر مقادیر ویژه[2]:

$$-2 \log Q_2 = -n \, Ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

که مطابق این آزمون، تعداد K بردارهای همگرا، مقابل $K + 1$ بردارهای همگرا، مورد آزمون قرار می‌گیرد.

1 - Trace

2 - Maximum Eigen Value

۲ - ۲) مدل *PPP*

طبق تئوری *PPP*، نرخهای اسمی ارز طوری تعدیل خواهند گردید که قدرت خرید پول را در طی زمان ثابت نگاه دارند. در ادبیات اقتصادی، دو تعبیر از تئوری *PPP* وجود دارد که اولین تعبیر به برابری قدرت خرید مطلق[۱] مرسوم است. طبق این تعریف، اگر R_t نمایانگر نرخ اسمی ارز و P^d و P^f به ترتیب شاخص قیمتهای داخلی و خارجی باشند، طبق رابطه برابری قدرت خرید مطلق خواهیم داشت:

$$P = \frac{P^d}{P^f} \qquad (۹)$$

دومین تعبیر از *PPP* به برابری قدرت خرید نسبی[۲] شهرت یافته‌است که بنابه تعریف تغییرات نرخ اسمی ارز بگونه‌ای تعدیل می‌گردد که خود را با تفاوت نرخ‌های تورم کشورها برابر سازد. حقیقت تئوری نسبی *PPP* به این نکته تأکید دارد که در مقایسه با دوره‌ای که نرخها در تعادل بوده‌اند، تغییرات قیمتهای نسبی، تعدیلهای لازم در نرخهای ارز را به منظور رسیدن به تعادل مجدد، امکان پذیر می‌سازند.

اکنون با در نظر گرفتن رابطه (۹) می‌توانیم مدل *PPP* را بر اساس روش انگل - گرنجر به صورت زیر تعریف نمائیم.

$$Log\ P_t^d = a + b\ Log\ (P^f R)_t + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

و یا

$$Log\ R_t = a' + b'\ Log\ (\frac{P^d}{P^f})_t + \varepsilon'_t \qquad (۱۱)$$

طبق تئوری *PPP* و روش همگرائی دراز مدت، زمانی تئوری *PPP* در یک کشور برقرار خواهد بود که ضریب b و یا b' نزدیک به یک بوده و همچنین ترکیب خطی دو سری $((P^f R)_t , P_t^d)$ و یا $(R_t (\frac{P^d}{P^f})_t)$ از مرتبه صفر $I(0)$ باشند و نهایتاً زمانی که نتایج، دال بر وجود ارتباط دراز مدت بین دو متغیر سری باشد، می‌توان مدل تصحیح خطا رابرای دو سری فوق به صورت زیر تعریف نمود.

---

1 - *Absolute Purchasing Power Parity* 2 - *Relative Purchasing Power Parity*

$$\Delta Log\, P_t^d = \gamma (Log\, P_t^d - \hat{a} - \hat{b}\, Log(P^f R)_t + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{1i}\, \Delta Log(p^f R)_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{2i}\, Log\, P^d_{t-i} + \eta_t \quad (۱۲)$$

و یا

$$\Delta LogR_t = \gamma' (LogR_t - \hat{a}' - \hat{b}'\, Log(\frac{P^d}{P^f})_t + \sum_{i=1}^{k} \gamma'_{1i} \Delta Log(\frac{P^d}{P^f})_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma'_{2i} LogR_{t-i} + \eta'_t \quad (۱۳)$$

که در آن γ و γ' ضریب تعدیل بین دوره کوتاه مدت و بلند مدت بوده و زمانی که ضرایب فوق منفی و از نظر آماری معنی دار باشند به معنای تعدیل قیمتهای داخلی و یا تعدیل نرخ ارز به منظور رسیدن به تعادل مجدد، و برقراری PPP می‌باشد.

۳) آزمون PPP با استفاده از روش انگل - گرانجر

در ایران چه قبل از انقلاب و چه بعد از آن (تا قبل از سال ۷۲)، شاهد یک نظام نرخ ارز تثبیتی بوده‌ایم. اما آنچه دو دههٔ بعد از انقلاب را از دهه‌های قبل متمایز می‌سازد، وجود نوسانات و ناپایداری شدید ارزی (عمدتاً ناشی از شوکهای اقتصادی و سیاسی شامل محدودیتهای اقتصادی، کنترلهای ارزی، جنگ ...) در اقتصاد بعد از انقلاب بوده است از این رو تأکید ما در این مقاله، بررسی تئوری PPP در بعد از انقلاب بوده و برای آزمون آن از داده‌های ماهانه برای دورهٔ (۷۳/۱۲ - ۶۱/۱) استفاده شده است. آمار و اطلاعات به کار برده شده در این مقاله به ترتیب نرخ ارز بازار موازی ارز و نسبت قیمتهای دو کشور ایران و آمریکا می‌باشد که در آن بازار موازی ارز به عنوان تقریب مناسبی از نرخ ارز اسمی و نسبت قیمتها بر حسب شاخص قیمتهای مصرفی در کشور ایران و آمریکا اندازه‌گیری شده است.(۱)

---

۱ - اگر در نظام ثابت ارزی، محدودیتها و کنترلهای ارزی وجود داشته باشد، بازار موازی ارز می‌تواند تقریب مناسبی از نرخ ارز اسمی تلقی گردد. همچنین هرگاه نوسانات ارز در دوره‌های بسیار کوتاه شکل گیرد، آمار ماهانه می‌تواند در بر گیرنده این نوسانات باشد.

اما قبل از اینکه آزمون همگرائی دراز مدت را برای *PPP* انجام دهیم، بایستی ابتدا مرتبه هر سری را مشخص سازیم. جدول شماره (۱)، *ADF* را بر حسب سه معادله زیر مورد آزمون قرار می‌دهد.

$$\Delta Y_t = a_0 + r y_{t-1} + a_1 t + \sum_{i=1}^{k} \varpi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = a'_0 + r' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \varpi'_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon'_t$$

$$\Delta Y_t = a''_0 + r'' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \varpi''_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon''_t$$

که در آن نتایج رگرسیونهای فوق بر اساس ۶ آماره زیر مورد ارزیابی قرار می‌گیرند[۱]

آماره		
t_1	$H_0 : r = 1$	آزمون در معادله ۱
t_2	$H_0 : r' = 1$	آزمون در معادله ۲
t_3	$H_0 : r'' = 1$	آزمون در معادله ۳
ϕ_3	$H_0 : (a_0 , a_1 , r) = (a_0 , 0 , 0)$	آزمون در معادله ۳
ϕ_2	$H_0 : (a_0 , a_1 , r) = (0 , 0 , 0)$	آزمون در معادله ۲
ϕ_1	$H_0 : (a_0 , r') = (0 , 0)$	آزمون در معادله ۱

۱ - برای مطالعه بیشتر مراجعه کنید به فولر (۱۹۷۶) و دیکی - فولر (۱۹۸۱)

جدول شماره (۱)

آزمون ریشه واحد سری‌ها برای دورهٔ ۷۳/۱۲ - ۶۱/۱

سری‌ها	$Z(t_1)$	$Z(t_2)$	$Z(\phi_1)$	$Z(\phi_2)$	$Z(\phi_3)$	$LM(_{12})$	تعدادوقفه
$log(P^f R)_t$	-۱/۸۶	۰/۶۲	۷/۳۴	۶/۲۹	۲/۱۴	۱۱/۱۱	۷
$logP_t^d$	-۱/۷۵	۱/۳۶	۱/۹۱	۲/۵۳	۲/۷۹	۶/۶۵	۱۲
$logR_t$	-۰/۱۲	۰/۵۸	۲/۶۰	۴/۹۲	۱/۸۶	۱۱/۶۸	۷
$log(\frac{P^d}{P^f})_t$	-۰/۸۱	۱/۲۵	۱/۶۷	۲/۴۴	۲/۸۲	۶/۲۳	۱۲
$\Delta log(P^f R)_t$	-۶/۰۶	-۶/۰۴	۱۸/۲۹	۱۲/۴۸	۱۸/۶۷	۷/۳۴	۷
$\Delta logP_t^d$	-۵/۳۲	-۴/۷۲	۱۱/۲۶	۹/۶۸	۱۴/۴	۱۷/۱۸	۶
$\Delta logR_t$	-۶/۰۳	-۶/۰	۱۸/۱۱	۱۲/۳۷	۱۸/۴۹	۷/۷۸	۷
$\Delta log\frac{P_t^d}{P^f}$	-۵/۱۰	-۴/۵۴	۱۰/۳۹	۸/۹۱	۱۳/۲۸	۱۸/۰۸	۶

با توجه به اینکه برای ۱۵۵ مشاهده، آماره‌های فوق در جدول دیکی فولر گزارش نشده است با در نظر گرفتن ۱۰۰ مشاهده، ارزش بحرانی آن در سطح ۵ درصد برای آماره‌های $Z(t_1)$, $Z(t_2)$, $Z(\phi_1)$, $Z(\phi_2)$, $Z(\phi_3)$ به ترتیب، ۶/۴۶ , ۴/۸۸ , ۴/۷۱ , -۲/۸۸ , -۳/۵۴ می‌باشد. (آماره $Z(t_3)$ گزارش نشده است). همچنین LM آماره ضریب لاگرانژ بوده و خود همبستگی سریالی را در پسمانده‌های هر رگرسیون به آزمون می‌گذارد. این آماره دارای توزیع جانبی χ^2 بوده و ارزش بحرانی آن در سطح ۵ درصد برای ۱۲ وقفه ۲۱ می‌باشد.

مطابق آماره‌های جدول (۱) $log(P^f R)_t$ و $logR_t$ سری‌های ناپایا بارونـد قطعی و دارای عرض از مبدأ بوده و $logP_t^d$ و $(log\frac{P^d}{P^f})_t$ سری‌های ناپایابدون‌روند جبری و عرض از مبدأ می‌باشند. همچنین نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که هر چهار سری با یک بار تفاضل گیری تبدیل به سری‌های پایا شده و مطلب فوق دلالت بر این دارد که هر چهار سری دارای ریشه واحد $I(1)$ می‌باشند بنابر این طبق روش همگرائی با برقراری شرایط

اولیه می‌توانیم در قالب مدلهای (۱۰) و (۱۱) تئوری PPP را در ایران مورد آزمون قرار دهیم. جدول (۲) تئوری PPP را بر اساس دو مدل همگرائی (۱۰) و (۱۱) مورد آزمون قرار می‌دهد در این جدول ضرائب b و b' نزدیک به یک بوده و آماره $Z(t_1)$ آزمون ریشه واحد بودن پسمانده‌های هر دو رگرسیون را به نمایش می‌گذارد. مقدار این آماره در سطح پنج درصد از ارزش بحرانی گزارش شده توسط دیکی ـ فولر کمتر بوده و نشان می‌دهد که پسمانده‌های هر دو رگرسیون از مرتبه صفر $I(0)$ می‌باشند، مرتبه صفر بودن پسمانده‌های دو رگرسیون دلالت بر برقراری همگرائی دراز مدت در هر دو رگرسیون (۱۱) و (۱۲) و برقراری PPP در ایران دارد. از طرفی برقراری PPP در ایران حاکی از این واقعیت است که در بعد از انقلاب عوامل محدود کننده‌ای مانند دخالتهای دولت در بازار ارز، بالا بودن سهم کالای غیر مبادله‌ای به مبادله‌ای نتوانسته است برقراری PPP را با استفاده از داده‌های بازار موازی ارز نقض کند، شاید بتوان توجیه این مطلب را در افزایش شدید تورم در بعد از انقلاب خلاصه کرد که خود آن ناشی از رشد نقدینگی در اقتصاد کشور بوده است.

جدول شماره ۲

آزمون PPP با استفاده از رگرسیون همگرائی بلند مدت انگل ـ گرنجر

مدل	عرض از مبدأ	$\log(P^f R)_t$	$\log(\frac{P^d}{P^f})_t$	$\bar{R}^2$	$Z(t_\alpha)$
۱۰	۵/۸۳	.۹۷	ـــــ	.۹۶	-۴.۰۰
۱۱	۶.۱۶۸	ـــــ	.۹۹	.۹۴	-۴.۰۷

ارزش بحرانی ADF در سطح ۵ درصد ۲/۸۸- بوده و طبق آماره $Z(t_\alpha)$ در هر دو مدل فرضیه عدم همگرائی بلند مدت رد می‌گردد.

برای اثبات توجیه فوق و همچنین برای نشان دادن رابطه علت و معلولی میان نرخ ارز و تورم و یافتن رابطه‌ای کوتاه مدت و بلند مدت بین این دو متغیر از یک مدل تصحیح خطا مطابق مدلهای (۱۲) و (۱۳) که در بخش قبل ارائه گردیده‌است، استفاده می‌کنیم.

در این دو مدل هر یک از ضرائب γ و γ' سرعت تعدیل بین کوتاه مدت و بلند مدت متغیرها را به نمایش می‌گذارد. به مفهوم دیگر هریک از ضرائب γ و γ' به ترتیب نشان دهنده سرعت تعدیل $logCPI$ و $log\ R_t$ برای تصحیح انحراف PPP در بلند مدت می‌باشد. معذالک مدل تصحیح خطا نه تنها ارتباط کوتاه مدت و بلند مدت متغیرها را به آزمون می‌گذارد بلکه رابطه علت و معلولی آنها را نیز مشخص می‌سازد. زمانی که در مدلهای فوق γ (یا γ') و همه γ_{1i}ها (یا γ'_{1i}) برابر صفرباشند، در آن صورت می‌توان گفت که سری‌های $log(P^fR)_t$ (یا $log\frac{P^d}{P^f}$) نمی‌تواند علت گرنجری $log\ P_t$ (ویا $logR_t$) باشد.

جدول (۳) نتایج برآورد دو مدل فوق و همچنین آزمونهای لازم، برای رابطه علت و معلولی را به نمایش می‌گذارد. طبق این جدول ضریب تصحیح خطا (γ) در مدل (۱۲) دارای علامت صحیح بوده اما در سطح ۵ درصد معنی دار نمی‌باشد. همچنین در این مدل فرضیه صفر $(H_0 : \gamma_{1i} = 0\ ,\ i=1\ ,\ ...\ ,k)$ در مقابل فرضیه مخالف $(H_1 : \gamma_{1i} \neq 0\ ,\ i=1\ ,\ ...\ ,k)$ مورد آزمون قرار گرفت که نشانه‌هایی از رد فرضیه صفر در سطح ۵ درصد و ۱۰ درصد مشاهده نشد. نهایتاً می‌توان نتیجه گرفت که در بلند مدت، سطح قیمتها توانائی تصحیح انحراف PPP را نداشته و همچنین تغییر نرخ ارز بازار موازی علت تغییرات قیمتها نمی‌باشد. به مفهوم دیگر هر تغییر در نرخ ارز بازار موازی (مانند کنترل و تثبیت بازار موازی ارز ...) به دنبال خود تعدیل سطح قیمتها (کنترل و تثبیت تورم) را در بلند مدت به همراه نخواهد داشت. این نتیجه بر خلاف نتیجه‌ای است که بهمنی اسکوئی در مطالعه خود در سال ۱۹۹۳ گرفته است. وی در بررسی که بامتغیر نرخ ارز بازار موازی و داده‌های سالانه جهت آزمون PPP در ایران انجام داده، نشان می‌دهد که در ایران تئوری PPP برقرار بوده و نتیجه می‌گیرد که در ایران برای کنترل تورم بایستی نرخ ارز بازار موازی تثبیت و تحت کنترل قرار گیرد. در صورتی که طبق نتایج این مقاله تثبیت نرخ ارز در بلند مدت ثبات تورم را به همراه نخواهد داشت.

جدول شماره ۳

نتایج مدلهای تصحیح خطا برای دورهٔ ۱۳۷۳/۱۲-۱۳۶۱/۱ در ایران

وقفه	γ'_{1i}	γ_{1i}	γ'	γ	مدل
۱۲	ــــ	۱/۵۴	ــــ	-۰/۰۰۹ (-۰/۵۱)	۱۳
۱	۱۳/۲۸	ــــ	-۰/۲۱۴ (-۳/۹)	ــــ	۱۴

توجه: برای یافتن وقفه‌های بهینه دو مدل از روش *Akaike(1961)* استفاده شده است اعداد داخل پرانتز آماره t بوده و سطح معنی دار F در ۵ در صد برای دو فرضیه $(H_0 : \gamma_{1i}=0 \; ; \; i=1,...,12)$ و $(H_0 : \gamma'_{1i}=0 \; ; \; i=1)$ به ترتیب ۱/۸۳ , ۳/۹۵ می‌باشد.

از سوی دیگر نتایج مدل (۱۳) در جدول (۳) نشان می‌دهد که علامت γ' صحیح و در سطح ۵ درصد معنی دار بوده و فرضیه صفر $(H0 : \gamma'_{1i} = 0 \; , \; i=1 \; , \; 2 \; , \; ... \; , k)$ را نیز می‌توان در این سطح رد کرد. با اهمیت بودن ضریب γ' دلالت بر آن دارد حدود ۲۱ درصد انحراف از *PPP* در بلند مدت توسط نرخ ارز بازار موازی تصحیح می‌گردد. و همچنین آزمون علت و معلولی نشان می‌دهد که در ایران رابطه علت و معلولی از طرف نسبت قیمتها به نرخ ارز بوده و هر نوسان در سطح قیمتها (که در ایران عملاً ناشی از کسری بودجه دولت و رشد نقدینگی بوده است) منجر به نوسانات نرخ ارز بازار موازی خواهد شد.

۴) آزمون *PPP* با استفاده از روش جوهانسن

علیرغم مزیتهای روش جوهانسن نسبت به روش انگل - گرانجر که در بخش (۲) به آن اشاره گردید در بخش قبلی *PPP* را با استفاده از روش انگل - گرانجر مورد آزمون قرار دادیم.در این بخش برای اطمینان از نتایج بخش قبلی، *PPP* را مجدداً با استفاده از روش حداکثر راستنمائی ارائه شده توسط جوهانسن به آزمون گذاشته و با استفاده از نتایج برآورد مدل *VAR* تعدیل یافته که موسوم به مدل بردار تصحیح خطا *(VECM)*

می‌باشد، تابع عکس العملی نرخ ارز و نسبت قیمتها را بدست آورده و رابطهٔ علت و معلولی این دو متغیر را مجدداً در ایران مورد آزمون قرار می‌دهیم.

همانطور که در بخش (۲) اشاره گردید جوهانسن (۱۹۸۸) و جوهانسن - جوسالیوس (۱۹۹۰) نشان داده‌اند که‌بردارهای همگرا (ماتریس β) و ماتریس ضرائب تصحیح خطا (ماتریس α) می‌توانند در یک مدل چند متغیره به روش حداکثر راستنمائی برآورد شوند.

همچنین آنها نشان دادند که با دو آزمون نسبت راستنمائی (معروف به آزمون اثر و آزمون حداکثر مقادیر ویژه) می‌توان تعداد بردارهای همگرا را در یک مدل چند متغیره مشخص نمود.

جدول (۴) نتایج دو آزمون اثر و حداکثر مقادیر ویژه را به نمایش می‌گذارد طبق این جدول در سطح ۵ درصد وجود دو بردار همگرا مورد تأیید قرار می‌گیرد[۱].

جدول شماره ۴

آزمونهای همگرائی بلند مدت با استفاده از روش جوهانسن

ارزش‌بحرانی۹۵ درصد برای آزمون اثر	ارزش بحرانی ۹۵ درصدبرای آزمون حداکثر مقادیر ویژه	آزمون اثر	آزمون حداکثر مقادیر ویژه	فرضیه مخالف	فرضیه صفر
۱۹/۹۶	۱۵/۶۷	۶۸/۷۸	۵۲/۶۶	$\gamma=1$	$\gamma=0$
۹/۲۴	۹/۲۴	۱۶/۱۱	۱۶/۱۱	$\gamma=2$	$\gamma\leq1$

جدول (۵) برآورد بردارهای همگرا (β) و برآورد ماتریس α (ضرائب تصحیح خطاها) را به نمایش می‌گذارد. بعداز نرمال کردن بردارهای فوق، ضریب بلند مدت و ضریب تصحیح خطاها منطبق با مدل‌های زیر

---

۱ - هر دو آماره دارای توزیع χ^2 بوده و درهر دو آزمون مقدار آماره‌های بدست آمده از ارزش بحرانی ۹۵ درصد بزرگتر است.

$$logR_t = a' + b' log(\frac{P^d}{P^f})_t + \varepsilon'_t$$

$$logR_t = \gamma' (logR_t - \hat{a}' - \hat{b}' log(\frac{P^d}{P^f})_t) + \sum (\gamma'_{1i} \Delta log(\frac{P^d}{P^f})_t + \gamma'_{2i} logR_{t-i}) + \eta'_t$$

به ترتیب ۰/۹۹ و ۰/۲۰ بوده که در مقایسه با نتایج حاصل از روش انگل-گرانجر در بخش (۳) که به ترتیب ۰/۹۹ و ۰/۲۱ - بوده مطابقت داشته است.

جدول شماره ۵

برآورد بردارهای همگرا (β) و ماتریس ضرایب تصحیح خطاها (α)

	بردارهای همگرا (β)	
	بردار (۱)	بردار (۲)
$log(R)_t$	۰/۱۰	-۰/۶۶
$log(\frac{P^d}{P^f})_t$	-۰/۰۴۹	۰۶۵
عرض از مبدأ	-/۶۰	۴/۰
	ماتریس ضرائب تصحیح خطاها (α)	
	بردار (۱)	بردار (۲)
$log(R)_t$	۰/۱۵	۰/۳۰
$log(\frac{P^d}{P^f})_t$ Lcc	۰/۱۶۳	۰/۱۴

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

اکنون ما قادر خواهیم بود برای بررسی پویایی متغیرهای نرخ ارز و نسبت قیمتها و همچنین عکس العمل هر یک از متغیرها در مقابل شوک حاصل از متغیر دیگر، تابع عکس العمل[1] را که از مدل $VECM$ قابل حصول می‌باشد بدست می‌آوریم. نتایج این مدل می‌تواند در تجزیه و تحلیل رابطه علت و معلولی و مقایسه آن با نتایج حاصل از رابطه علت و معلولی گرنجری بخش گذشته ما را یاری بخشد. به این منظور ابتدا برای یافتن ارتباط میان رابطه علت و معلولی گرنجری و تابع عکس‌العملی، دو قضیه زیر را ارائه می‌کنیم.

قضیه - ۱

اگر Y_t دارای یک فرآیند VAR و همچنین دارای عملگر $\phi(L)$ به صورت زیر باشد:

$$y_t = \begin{bmatrix} Z_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}(L) & \phi_{12}(L) \\ \phi_{21}(L) & \phi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$$

شرط لازم و کافی برای اینکه X_t (یا Z_t) علت گرنجری Z_t (یا X_t) نباشد آن است که $\gamma_{12,i}$ (یا $\gamma_{21,i}$) با $i = 1, 2, \ldots$ مساوی صفر باشد. به عبارت دیگر:

$$Z_t(1 \mid \{y_s \mid s \le t\}) = Z_t(1 \mid \{Z_s \mid s \le t\}) \Leftrightarrow \phi_{12,i} = 0 \quad \text{با} \quad i = 1, 2, \ldots$$

یا

$$X_t(1 \mid \{y_s \mid s \le t\}) = X_t(1 \mid \{u X_t \mid s \le t\}) \Leftrightarrow \phi_{21,i} = 0 \quad \text{با} \quad i = 1, 2, \ldots$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

قضیه - ۲

اگر $y_t = \begin{bmatrix} Z_t \\ X_t \end{bmatrix}$ دارای فرایند VAR با ابعاد K بوده و همچنین $j \neq K$ باشد، برای اینکه عکس‌العمل Z_t (یا X_t) نسبت به یک شوک در X_t (یا Z_t) صفر باشد، آن است که:

$$\phi_{jk,i} = 0 \; ; \; i = 1, 2, \ldots$$

یا

---

1 - *Impulse Function*

$\phi_{kj,i} = 0 \; ; \; i = ۱, ۲, ...$

$\phi_{jk,i} = 0 \; ; \; i = ۱, ۲, ..., P(k-۱)$ که این خود باروبرو

یا با

$\phi_{kj,i} = 0 \; ; \; i = ۱, ۲, ..., P(k-۱)$

هم ارز خواهد بود[۱].

مقایسه دو قضیه فوق نشان می‌دهد زمانی که X_t (یا Z_t) علت گرنجری Z_t (یا X_t) نباشد، در آن صورت عکس‌العمل Z_t (یا X_t) نسبت به شوک وارده از X_t (یا Z_t) نیز صفر خواهد بود.

مطابق یافته‌های بخش قبل رابطه علت و معلولی بین نرخ ارز و نسبت قیمتها در ایران، از طرف نسبت قیمتها به نرخ ارز بوده است. حال اگر این ادعا صحیح باشد بایستی تابع عکس‌العملی ترسیم شده از $VECM$ نیز این ادعا را تأیید کند. در این راستا تابع عکس‌العملی را به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$V_t = \mu + \sum_{i=0}^{\varphi} \phi_i \; \varepsilon_{t-i}$$

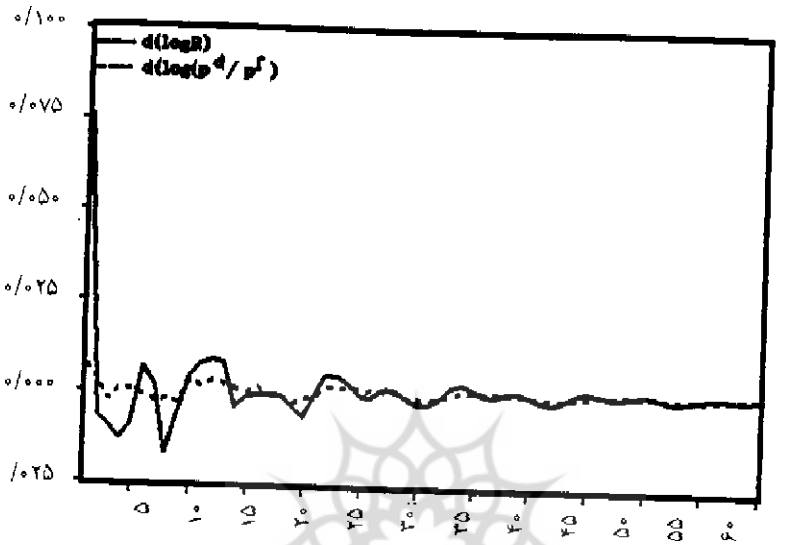
که در آن V_t شامل دو متغیر $(logR_t \, , \, log(\frac{P^d}{P^f})_t)$ بوده و ϕ_i می‌تواند تأثیری از شوکهای نرخ ارز و نسبت قیمتها رابر روی نرخ ارز و نسبت قیمتها در طول زمان به نمایش بگذارد.

نمودار (۱) شوکی معادل یک انحراف معیار را از طرف نرخ ارز بر سیستم نشان می‌دهد. طبق این نمودار عکس‌العمل نسبت قیمتها $(log(\frac{P^d}{P^f})_t)$ نسبت به این شوک بسیار ضعیف بوده و بعد از یک نوسان بسیار اندک در ماههای اولیه‌صفر شده است. این نتیجه، عدم وجود علت گرنجری از طرف نرخ ارز به تورم و یا نسبت قیمتها را مورد تأیید قرارمی‌دهد. از طرفی دیگر طبق نمودار (۲) شوکی معادل یک انحراف معیار در نسبت قیمتها یا تورم، نوسانات بلند مدت از نوع میرا در نرخ ارز ایجاد کرده و بی ثباتی این نرخ حدوداً بعد از ۴۰ ماه (۳ سال) به صفر میل کرده است که طبق این نتیجه، علاوه بر تأیید رابطه علت و معلولی از طرف نسبت قیمتها یا تورم به نرخ ارز، نشان میدهد که در بلند مدت هر انحراف از PPP توسط نرخ ارز بازار موازی تصحیح می‌گردد.

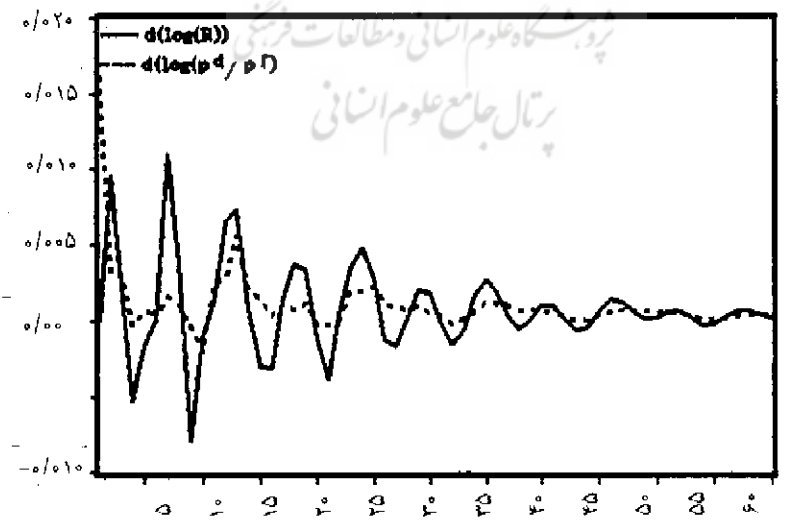
---

۱ - برای اثبات مراجعه کنید به *Helmut Lütkepohl (1990)* فصل دوم.

شوکی معادل یک انحراف معیار در نرخ ارز *D(LDLR)*



شوکی معادل یک انحراف معیار در نسبت قیمتها یا تورم *D(LCC)*



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۵) خلاصه و نتایج

طبق تئوری برابری قدرت خرید *(PPP)* در بلند مدت نرخ ارز با نسبت قیمتهای دو کشور برابر خواهد بود. مطالعات متعدد انجام شده در این زمینه بیانگر آن است که این تئوری در برخی کشورها مصداق نداشته و در بعضی دیگر تأیید می‌گردد.

از جمله موارد نقض این تئوری می‌توان:

۱ - دخالت دولت در بازار ارز

۲ - بالا بودن سهم کالاهای غیرمبادله‌ای به مبادله‌ای

۳ - محدودیتهای تجاری

را بر شمرد و از جمله موارد تأیید این تئوری می‌توان به:

۱ - وجود تورم بالا

۲ - محدودیت بازار سرمایه و مالی

اشاره نمود. در ایران نیز وجود محدودیتهای فوق‌الذکر مشهود به نظر می‌رسد و از طرفی افزایش چشم گیر نرخ تورم در سالهای بعد از انقلاب همراه با محدودیت بازار سرمایه به نحوی است که می‌تواند نشانه‌هایی از برقراری این تئوری در ایران به وجود آورد.

در بخش سوم این مقاله با استفاده از روش انگل - گرانجر نشان داده شد که تئوری *PPP* در ایران مصداق دارد. همچنین در این بخش با استفاده از مدل مکانیزم تصحیح خطا نشان داده شد که در ایران رابطه علت و معلولی از طرف نسبت قیمتها و یا تورم به طرف نرخ ارز بوده و بر عکس آن صادق نمی‌باشد.

نهایتاً با استفاده از مدل فوق مشخص گردیده است که در ایران، در بلند مدت، هر گونه انحراف از *PPP* با سرعت تعدیل ۲۱ درصد توسط نرخ ارز تصحیح می‌گردد. در بخش چهارم برای اطمینان از صحت نتایج بخش سوم مجدداً تئوری *PPP* با استفاده از روش جوهانسن مورد آزمون قرار گرفت که در آزمون فوق وجود دو بردار همگرا مورد تأیید واقع شد و همچنین برآورد بردارهای همگرا و ماتریس تصحیح خطا نتایج بخش سوم را مورد تأیید قرار می‌دهند. در این بخش برای اطمینان از نتیجه رابطه علت و معلولی گرنجری، تابع عکس العملی از مدل *VECM* استخراج و سپس تأثیر شوکهای دو متغیر نرخ ارز و نسبت قیمتها روی یکدیگر مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصله، رابطه علت معلولی گرنجری بخش ۳ را تأیید و نشان می‌دهند که یک شوک وارده بر تورم باعث نوسانات و بی ثباتی نرخ ارز به مدت ۴۰ ماه (۳ سال) می‌گردد. نهایتاً با

جمع بندی نتایج بدست آمده بخش‌ها به این نتیجه کلی نائل می‌شویم که افزایش تورم در بعد از انقلاب از عوامل مهم برقراری *PPP* در ایران بوده‌است. در ایران بعد از انقلاب، عموماً تورم یک پدیده پولی بوده است چراکه کاهش درآمدهای نفتی، وقوع جنگ، محدودیتهای بازارهای مالی و سرمایه از جمله عواملی بوده است که دولت را مجبور به استقراض از سیستم بانکی، و نهایتاً موجبات رشد فزاینده نقدینگی را فراهم نموده است. این نوع تأمین کسری در اقتصاد یک کشور، بیشترین تأثیر را بر افزایش قیمتها بر جای می‌گذارد که در ایران افزایش قیمت فوق بر بی ثباتی بازار موازی ارز تأثیر به سزا داشته است.

این در حالی است که نوسانات نرخ ارز، نقشی در بی ثباتی تورم ایفاء نمی‌نماید. در این راستا این واقعیت برای سیاستگذاران کشور آشکار می‌گردد که در بلند مدت کنترل بازار موازی ارز لزوماً ثبات و کنترل تورم را به همراه نخواهد داشت.

دولت ایران با محدود کردن هزینه‌های خود از طریق انضباط مالی واستفاده بهینه از مالیات تورمی قادر به کنترل رشد تورم خواهد بود. از طرفی دولت بایستی با اتخاذ سیاستهای مناسب، نابسامانی بازارهای مالی و سرمایه را رفع و با رونق بخشیدن به بازار اوراق قرضه، جایگزین مناسبی برای تأمین کسری بودجه بیابد. در این راستا با فراهم ساختن استقلال نسبی در بانک مرکزی، توانمندی این مرکز نیز در اتخاذ سیاستهای مناسب پولی و مالی افزایش خواهد یافت. نهایتاً اتخاذ سیاستهای فوق، رشد نقدینگی و رشد تورم را در کشور مهارکرده و در عین حال مقدمات ثبات نرخ ارز بازار موازی ارز را در بلند مدت بهمراه خواهد آورد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مآخذ

Bahmani-Oskooee, M. and Malixi, M. (1988) Exchange rate flexivility and the LDCs demand for international reserves, Journal of Quantitative Economics, 4,317-28.

Bahmani-Oskooee, M.(1993)."The Purchasing Power Parity Based on Effection Exchange Rate and Cointegration" , world Development, Vol 21,No,6.

Balassa, Bela. "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal." Journal of Political Economy 72 (December 1964) , 584-96.

Dickey, D.A., and W.A.Fuller, 1979, Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unitt root, Journal of the American Statistical Associations 75,427-431.

Dickey, D.A., and W.A.Fuller, 1981, Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, Econometrica 49,1057-1072.

Engle, Robert F., and C.W.J. Granger, 1987, Cointegration and error-correction: Representation, estimation and testing, Econometrica 55,251-276.

Frankel, Jefferey A.1986. "International Capital Mobility and Crowding-out in the U.S. Economy:Imperfect Integration of Financial Markets or of Goods Markets:" In How Open Is the U.S. Economy? edited by Ruth W. Hafer,

pp.33-67. Lexington, Mass.: Lexington.

Frenkel, Jacob A. 1978. "Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s. "Journal of International Economics 8, 169-91.

_____. 1981 "The Collapse of Purchasing Power Parity during the 1970s "European Economic review 16, 146-65.

Granger, C. and Newbold, P. (1977) Forcasting Economic Time Series, Acadimic Press, New York.

Hendry, David F. 1986 "Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview." Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48, 201-12.

Johansen, S., and K. Juselius, 1990, Maximum Likelihood estimation and inference on cointegration-with application to the demand for money, Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52, 169-210.

Johansen, S., and K. Juselius, 1990, Structural tests in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK, Journal of Eonometrics 53,211-244.

Layton, A.P. and Stark , J. P.(1990) Co-integration and an empirical test of purchasing power parity , journal of Macroeconomics, 12,125-36.

Lee, Moon H. 1976 Purchasing Power Parity. New York: Marcel Dekker,

Lucas, Robert, Jr, 1980 "Two Illustrations of the Quantity Theory of Money.

"Ametican Economic Reciew 70, 1005-14.

Kim, Y, (1990) Purchasing power parity in the long run: a cointegration approach, Journal of Money, Credit and Banking , 22,, 491-503.

Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., and Y, Shin, 1992, Testing the null hupothesis of stationary againest the alternative of a unit root: How sure are we that rconomic time series have a unit root" Journal of econometrics 54m159-178.

McNown, R. and Walace, M. S. (1989a) National price levels, purchasing power parity, and cointegration: a test of four high inglation econmies, Journal of International Money and Finance, 8,533-45.

McNown, R. and Wallace, M. S. (1989b) Co-integration tests for long run equilibrium in the monetary exchange rate model, Economics Letters, 31,263-7.

Summers, Lawrence H.1983 "The Nonadjustment of Nominal Interest Rates: A Study of the Fisher Effects, "In Macroeconmics, Prices, and Quantities, edited by James Tobin, PP.201-44. Washington, D.C.: Brookings Institution.

Tang, M, Butiong.R.Q.1994. "Purchasing Power Parity in Asian Developing Countries: Cointegration Test", Asian Development bank, Number 17.