مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۷۱ / زمستان ۱۳۸۴ / صفحات ۳۹۹-۳۵۵

عوامل مؤثر بر کسری حساب جاری ایران[۱]

رضا نجارزاده*

وحید شقاقی‌شهری**

تاریخ دریافت: ۸۳/۹/۸ تاریخ پذیرش: ۸۴/۱/۳۰

چکیده

اتخاذ سیاست‌های مناسب برای کاهش کسری حساب جاری و بهبود وضعیت تراز پرداخت‌ها از وظایف اصلی سیاستگذاران اقتصادی محسوب می‌شود. با این حال، ارتباط متقابل سیاست‌های مالی و ارزی بر پیچیدگی مطالعات مربوطه افزوده است. بنابر این شناسایی این ارتباط‌ها و تأثیر و تأثر میان آنها، نحوه اتخاذ و تدوین سیاست‌های کلان اقتصادی را برای نیل به‌تعادل، در بخش خارجی شفاف‌تر می‌کند.

هدف مقاله حاضر نیز بررسی ارتباط بلندمدت و کوتاه‌مدت عوامل مؤثر بر کسری حساب جاری ایران، طی سال‌های ۸۰-۱۳۳۸ است. نتایج نشان می‌دهند که برای دوره زمانی ۸۰-۱۳۳۸، اجرای سیاست تنزل ارزش پول داخلی، بر کاهش کسری حساب جاری مؤثر نبوده است. از سوی دیگر، متغیرهای کسری بودجه و رابطه مبادله ارتباط تنگاتنگی با کسری حساب جاری ایران دارند، به‌طوری‌که افزایش کسری بودجه دولت در سطح معنی‌دار بالایی، باعث افزایش کسری بخش تجارت خارجی شده و بالعکس، شوک‌های مثبت رابطه مبادله، کسری حساب جاری را کاهش داده است.

طبقه‌بندی JEL: P45، F33، F34.

کلید واژه: کسری حساب جاری، کسری بودجه، نرخ ارز واقعی، رابطه مبادله، هم‌انباشتگی یوهانسون - یوسیلیوس.

۱- این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد وحید شقاقی شهری به راهنمایی دکتر رضانجارزاده، با همین عنوان در دانشگاه تربیت مدرس تهران است.

* عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس. e-mail: Rezanajarzadeh@yahoo.com

** دانشجوی دوره دکتری اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس. e-mail: Vahidshaghaghi@yahoo.com

۱- مقدمه

در سال‌های گذشته اقتصاد ایران با عدم تعادل اقتصادی مواجه بوده و بخش تجارت خارجی کشور نیز از این امر مستثنا نبوده است. یکی از جلوه‌های این عدم تعادل، کسری‌های حساب جاری است که دلیل بارز آن، اقتصاد تک محصولی و وابستگی اقتصادی کشور به‌درآمدحاصل از صادرات نفت است. چراکه با افزایش درآمدهای نفتی، سیاست بازرگانی خارجی کشور در راستای تسهیلات هرچه بیشتر برای واردات کالاها شکل می‌گرفت (رزاقی، ۱۳۶۷). بااین حال، غیرقابل کنترل بودن درآمدهای نفتی، به‌خاطر برون‌زایی قیمت نفت، موجب نوسان‌های شدیدی در تراز تجاری کشور شده است. در کنار نوسان‌های قیمت نفت، اعمال سیاست‌های نامناسب در نحوه تأمین مالی کسری بودجه که اغلب به‌روش استقراض از سیستم بانکی بوده است نیز، مزید علت شده و باعث افزایش نقدینگی، تورم در کشور و عدم تعادل تراز بخش تجارت خارجی در طی سال‌های گذشته شده است. بررسی عوامل مؤثر بر بخش تجارت خارجی کشور و اعمال سیاست‌های صحیح و مناسب برای بهبود وضعیت آن، نیازمند مطالعات دقیق و برنامه‌ریزی‌های صحیح و همه‌جانبه‌ای است. به‌همین دلیل، این مقوله در سال‌های اخیر در کشور مورد توجه قرار گرفته و تحقیق حاضر کوششی برای رسیدن به‌این هدف است.

با توجه به‌مطالب بالا، مقاله حاضر در پی پاسخ به‌این سؤالات است. اول، آیا کاهش ارزش پول توانسته است تراز حساب جاری کشور را بهبود بخشد. دوم، آیا طی سال‌های گذشته ارتباطی بین رابطه مبادله و کسری بخش تجارت خارجی در کشور وجود داشته و این ارتباط به‌چه صورتی مشاهده شده است؟ و بالاخره، آیا میان کسری‌های بودجه واقعی دولت و کسری‌های حساب جاری، همراهی بلندمدت وجود دارد و یا برعکس، دیدگاه ریکاردویی دربخش خارجی اقتصاد ایران صادق است. بنابراین برای پاسخ به‌سؤالات مذکور، مقاله به‌شکل زیر تنظیم می‌شود. در بخش بعدی، مطالعات نظری ارتباط متغیرهای مذکور با کسری بخش تجارت خارجی بیان می‌شود. سپس، مطالعات تجربی عوامل مؤثر بر کسری‌های

حساب جاری مطرح شده و درادامه با توجه به‌شرایط و خصیصه‌های اقتصاد ایران، یک الگوی مناسب اقتصادسنجی انتخاب و براورد می‌شود و آثار سیاست‌های مالی و ارزی اتخاذ شده، بر تراز تجاری (حساب جاری) بر مبنای الگوی موردنظر مورد تحلیل و بررسی قرار می‌گیرد. بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی را شامل می‌شود.

۲- الگوهای نظری مرتبط با عوامل اثرگذار بر کسری حساب جاری

در طول زمان، الگوهای نظری کلان اقتصادی متعددی در این مورد شکل گرفته و با طرح شرایط و محدودیت‌های جدیدتر، پیچیده‌تر و کامل‌تر شده‌اند. به‌این ترتیب، زوایای بیشتری از واقعیت‌های موجود شناخته شده و مبنای نظری مناسب‌تری برای امر سیاستگذاری فراهم شده است. با این وجود، دو نکته در این‌جا قابل توجه به‌نظر می‌رسد: اول، اقتصاددانان در مورد عوامل مؤثر بر کسری بخش تجارت خارجی (کسری حساب جاری) با هم اتفاق نظر ندارند. دوم، در صورت پذیرفتن تأثیرگذاری کسری‌های مالی و نیز رابطه مبادله از طریق نرخ ارز بر بخش خارجی سازوکار آن به‌سادگی روشن نیست، به‌نحوی که پیچیدگی‌های مربوطه در صحنه عمل فراتر از دیدگاه‌های نظری مطرح شده و الگوهای نظری محض است.

در این بخش مقاله، از میان الگوهای نظری متعددی که در چارچوب اقتصاد بین‌الملل و یا به‌تعبیر دقیق‌تر در زمینه اقتصاد کلان باز شکل گرفته است، به‌دو دسته مشهور اشاره می‌شود. دسته اول، الگوهای نظری کلان اقتصادی مبتنی بر الگوی ماندل- فلمینگ[1] است که در خلال زمان کاملتر شده‌اند. دسته دوم، الگوهای نظری جدیدتری هستند که از آنها به‌عنوان الگوهای بین دوره‌ای مقید یاد می‌شود و در حیطه الگوهای نظری خرد اقتصادی قرار دارند.

1- Mundell – Fleming Model.

۱-۲- الگوی ماندل - فلمینگ

نگرش سیاستی به«اقتصاد کلان باز»[1] با مباحث ماندل و فلمینگ دردهه ۱۹۶۰ گسترش بسیار زیادی یافت. این الگو در دهه ۱۹۶۰ با توجه به‌شباهت روش تجزیه و تحلیل و به‌ویژه آن‌که ماهیتی کینزی دارد، پایه‌گذاری شد. علی‌رغم گسترش قابل ملاحظه‌ای که در ابعاد مختلف اقتصاد طی ربع قرن رخ داده است، ولی الگوی ماندل - فلمینگ موقعیت خود را به‌عنوان مهم‌ترین الگو در زمینه آثار سیاست‌های پولی و مالی، نقش تحرک سرمایه (بین‌المللی) و نیز تجارت کالاها و خدمات در زمینه‌های نظری و تجربی اقتصاد بین‌الملل و اقتصاد کلان باز، حفظ کرده است. مدل MF (ماندل - فلمینگ) در کل به‌این مطلب اشاره می‌کند که تحرک (جریان‌های) سرمایه[2] تعادل را در بازار ارز (خارجی) تعیین می‌کند و تغییرات نرخ ارز نیز به‌نوبه خود توازن حساب جاری را مشخص خواهد کرد. در واقع الگوی ماندل - فلمینگ، مدل IS-LM را با در نظرگرفتن تحرک بین‌المللی سرمایه و تجارت کالاها توسعه می‌بخشد. چارچوب اساسی این الگو، اتحاد درآمد ملی اقتصاد باز است که در آن:

$$Y = C + I + G + NX \qquad (1)$$

الگوی مزبور در برگیرنده شرط‌های تعادل بازار کالاهای داخلی، پول و نیز ترازپرداخت‌ها به‌صورت زیر است:

(۲) شرط تعادل بازار کالاهای داخلی: $Y = EXP(Y,r) + G + NX(e,Y,Y^*)$

(منحنی IS)

(۳) شرط تعادل بازار پول: $M^S = PL(Y,r)$

(منحنی LM)

(۴) شرط تعادل تراز پرداخت‌ها: $NX(e,Y,Y^*) - K(r^* - r) = 0$

(منحنی BP)

که در معادلات فوق:

1- Open – Economy Macroeconomic.
2- Capital Flows.

$EXP(Y,r)$: مخارج،

M^s: عرضه اسمی پول،

$PL(Y, r)$: تقاضا برای ترازهای اسمی،

NX: خالص صادرات،

$K(r^* - r)$ خروج سرمایه و

e : نرخ ارز واقعی.

براساس مفروضات مدل، واکنش NX به‌افزایش در e بر اساس شرط مارشال - لرنر ($\eta+\eta^* -1\phi 0$) تعیین می‌شود و در صورت برقراری این شرط، عکس‌العمل خالص صادرات، به‌افزایش نرخ ارز واقعی مثبت خواهد بود. در ضمن بر اساس الگوی ماندل- فلمینگ می‌توان عنوان کرد که اثرات هر سیاست اقتصادی بر یک سیستم کوچک اقتصادی باز، به‌ثابت یا شناور بودن نرخ ارز بستگی دارد. به‌بیان دقیق‌تر، باید گفت که الگوی ماندل- فلمینگ نشان می‌دهد که قدرت سیاست‌های پولی و مالی در رابطه با اثرگذاری بر درآمدکل و بخش تجارت خارجی به‌سیاست نرخ ارز کشور بستگی دارد. درحالتی که نرخ ارز شناور باشد، تنها سیاست پولی می‌تواند بر درآمد و تجارت خارجی اثر بگذارد و بالا رفتن ارزش واحد پول کشور، می‌تواند تأثیرهای سیاست مالی انبساطی را خنثی کند. ولی اگر نرخ ارز ثابت باشد، تنها تأثیر سیاست مالی بر درآمد و بخش تجارت خارجی مشهود است و تأثیرات بالقوه سیاست پولی بر درآمد از بین خواهند رفت، زیرا عرضه پول می‌تواند نرخ ارز را در سطح تعیین شده نگهدارد (گریگوری ن. منکیو).

۲-۲- الگوهای بین دوره‌ای

"کادینگتن، یوهانسن و لوفگون"[1] دهه ۱۹۷۰را به‌عنوان دوره تحول اقتصاد کلان می‌دانند و دلیل آن را وقوع پدیده‌هایی عنوان می‌کنند که اغلب حالت

1- Cuddington, John T., Johansson, Per-Olov and Lofgern, Karl – Gustaf, 1970.

بین‌المللی داشت، وقوع پدیده‌هایی همچون تورم جهانی، فروپاشی سیستم برتون وودز، ظهور کارتل اپک و تحریم نفتی ۱۹۷۳، شوک قیمتی مربوط به‌مواد خام ۷۴-۱۹۷۳، افزایش بدهی‌های بین‌المللی و نرخ‌های بهره بالا در سال‌های اولیه دهه ۱۹۸۰ میلادی باعث شد تا نظریه اقتصاد کلان به‌عنوان پاسخی مناسب برای تحولات مزبور، به‌ارزیابی مجدد بپردازد. در این راه، بحث‌های جدید مربوط به‌ترکیب رفتار بنگاه‌ها و خانوارها با قید مقدار و در قالب الگوهای عدم تعادل عمومی مطرح شد. ابتدا الگوهای مذکور در چارچوب اقتصاد بسته و اغلب یک دوره‌ای (ایستا) بود، اما با تلاش‌های بعدی به‌اقتصاد باز و با در نظرگرفتن بیش از یک دوره در دهه ۱۹۸۰ تعمیم داده شد. در ادامه، الگوهای بین دوره‌ای تبیین‌کننده رابطه بین کسری بخش تجارت خارجی با متغیرهای کلان اقتصادی نظیرکسری بودجه، رابطه مبادله و نرخ ارز واقعی، به‌صورت اجمالی تشریح می‌شوند.

۱-۲-۲- کسری حساب جاری، کسری بودجه و نرخ ارز واقعی

براساس نظر رنکین[1] (۱۹۹۴) الگوهای بین دوره‌ای تبیین‌کننده رابطه بین کسری حساب جاری، کسری بودجه و نرخ‌های ارز را می‌توان به‌دو گروه "واقعی" و "پولی" تقسیم کرد. در الگوهای واقعی که به‌طور تقریبی نیمی از الگوهای بین دوره‌ای را تشکیل می‌دهند، پول حذف شده و قیمت‌ها نه به‌صورت اسمی بلکه به‌شکل واقعی (نسبی) هستند. الگوهای فوق، دارای این نقص است که جنبه‌های مالی را در نظر نمی‌گیرد، در حالی که الگوهای پولی دارای این مزیت‌اند که رژیم‌های مختلف نرخ ارز اسمی را می‌توان در سایه آنها بررسی کرد.

الگوی واقعی بر پایه کارهای فن ویجنبرگن[2](۱۹۸۵ و ۱۹۸۷) توسعه یافت. الگوی ارائه شده توسط وی، تنها دو دوره ۲و۱ $t=$ را در نظر می‌گیرد و در هر دوره دو کالای مصرفی وارداتی و کالای تولید داخلی وجود دارد. وی در مطالعات

1- Rankin, Neil, 1994.
2- Wijnbergen, Van, 1987.

خود به‌این نتیجه رسید که در اقتصاد باز بر عکس اقتصاد بسته، سیاست مالی سرمایه‌گذاری را تقویت می‌کند، نه این‌که جانشین آن شود. به‌همین ترتیب در پی کسری بودجه بیشتر، مخارج مصرفی بخش خصوصی همراه با سرمایه‌گذاری این بخش افزایش می‌یابد و در نهایت تأثیر منفی بر حساب جاری دارد.

لازم به‌ذکر است که فن ویجنبرگن تجزیه و تحلیل خود را در شرایط کشورهای کوچک مطرح می‌سازد و در مطالعات خود، الگوی دو کشور، دو دوره را در چارچوب تعادل عمومی ارائه می‌کند. وی با فرض وجود بازارهای سرمایه کامل در هر دو کشور و این‌که مصرف‌کنندگان از پیش‌بینی کامل برخوردار هستند و به‌منظور تخصیص بهینه مصرف بین دوره و داخل دوره، به‌تجزیه و تحلیل آثار سیاست مالی مبادرت می‌کند. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که کسری بزرگ‌تر بودجه دولت در یک کشور که به‌واسطه کاهش مالیات بر کالا ایجاد شده است، سبب افزایش کسری حساب جاری کشور مزبور می‌شود. این امر به‌نوبه خود به‌نرخ بهره واقعی بالاتر در دنیا می‌انجامد. اما در این مورد که آیا کشور دارای کسری بودجه بالاتر، با افزایش ارزش واقعی پول خود مواجه می‌شود یا نه، به‌این امر بستگی دارد که مصرف‌کنندگان داخلی در مقایسه با مصرف‌کنندگان خارجی میزان بالاتری را برای کالاهای داخلی هزینه کنند.[۱]

بعد از بیان مختصری از الگوی واقعی ارائه شده توسط فن ویجنبرگن، به‌بیان الگوهای پولی تبیین‌کننده ارتباط بین کسری حساب جاری با کسری بودجه و نرخ ارز می‌پردازیم. فلاحی (۱۳۷۷) در بخشی از رساله خود با اشاره به‌مطالعات فندر[۲](۱۹۸۶) و پناتی[۳](۱۹۸۶) به‌بررسی این موضوع می‌پردازد.

در مقاله فندر (۱۹۸۶) الگویی از اقتصاد کلان باز، به‌صورت مقدارمقید دوره‌ای و با فرض انتظارات عقلایی درباره متغیرهای آتی ارائه می‌شود که در آن دیدگاه مطلوبیت ترازهای حقیقی به‌کار رفته است. فندر با استفاده از توابع تقاضایی که

۱- به منظور مطالعه بیشتر به مقاله منتشرشده توسط « فن ویجنبرگن» (۱۹۸۷) رجوع شود.

2- Fender, John, 1986.

3- Penati, Alessandro, 1986.

ازحداکثرکردن رفتار مصرفی و تقاضای پول باتوجه به‌قید بودجه به‌دست آمده و با درنظر گرفتن این‌که نرخ ارز ممکن است در هر دوره ثابت یا شناور باشد، چهار ترکیب از رژیم‌های نرخ ارز را بررسی می‌کند. برای هر حالت، آثار سیاست‌های پولی و ارزی اعم از جاری و انتظاری، با تأکید بر متغیرهای جاری بحث می‌شود. در این‌جا به‌مهم‌ترین نتایج به‌دست آمده از مطالعه فندر اشاره می‌شود:

زمانی که نرخ ارز دوره اول شناور باشد، بسط پولی در آینده باعث افزایش ارزش پول در دوره اول می‌شود. این نتیجه زمانی که نرخ ارز دوره دوم ثابت باشد کاملاً روشن است. اما اگر نرخ ارز این دوره شناور باشد، هر چقدر کشش عرضه کالاهای تجاری بزرگ‌تر باشد، نتیجه مزبور نیز محتمل‌تر است. بر اساس این الگوها، افزایش در عرضه پول آتی، باعث کاهش نرخ ارز در آینده می‌شود و این خود نرخ بهره جاری را افزایش و تقاضا برای پول را کاهش می‌دهد که در نهایت به‌تنزل ارزش پول خواهد انجامید. اما بر اساس الگوی حاضر، دو نیرو، با جهت مخالف یکدیگر در نظر گرفته می‌شود. از یک سو، افزایش در عرضه پول آتی، ثروت را افزایش می‌دهد و اثر ثروت گرایش به‌افزایش ارزش پول دارد. از سوی دیگر، اثر نرخ بهره گرایش به‌کاهش ارزش پول دارد و بنابر این اثر کلی و نهایی از قبل مشخص نیست. انتظار بر این است که هر چقدر کشش عرضه کالاهای تجاری بزرگ‌تر باشد، اثر ثروت نیز قوی‌تر شود. حال اگر پول داخلی افزایش ارزش داشته باشد، تولید فعلی کالاهای تجاری کاهش می‌یابد و از آنجا که ثروت افزایش یافته است، مصرف هر دو نوع کالا بالا رفته و تراز تجاری وخیم‌تر می‌شود.

در جهان با نرخ‌های ارز ثابت، تنزل ارزش آتی به‌افزایش تولید کالاهای تجاری در آینده منجر می‌شود و در نتیجه درآمد و ثروت را افزایش می‌دهد. بنابر این مصرف جاری هر دو نوع کالا افزایش یافته و حساب جاری دوره اول وخیم‌تر می‌شود. اما این که تراز پرداخت‌ها بهبود می‌یابد یا نه، به‌افزایش یا کاهش تقاضا برای پول بستگی دارد. از یک سو، تنزل ارزش مورد انتظار، نرخ بهره را افزایش داده و تقاضا برای پول کاهش یافته و تراز پرداخت‌ها بدتر می‌شود. اما از سوی دیگر، به‌واسطه اثر ثروت، تقاضا برای پول افزایش می‌یابد. حال هرچقدر کشش

عرضه کالاهای تجاری بزرگ‌تر باشد، اثر ثروت با احتمال بیشتری غالب می‌شود و در این حالت، ورود سرمایه بر وخیم‌تر شدن تراز تجاری غلبه یافته و تراز پرداخت‌ها بهبود می‌یابد. باید خاطرنشان کرد که تنزل ارزش در دوره اول دارای آثار قبول پیش‌بینی بیشتری است، چراکه تولید کالاهای تجاری فعلی را افزایش داده و تقاضا برای هر دو کالا را در دوره اول بالا می‌برد. بنابر این تنزل ارزش پول در زمان جاری (دوره اول) انبساطی بوده و ترازپرداخت‌ها و تراز تجاری را بهبود می‌بخشد.

در مقاله دیگری در این زمینه، پناتی (۱۹۸۶) با وارد کردن ترازهای حقیقی در تابع مطلوبیت مصرف‌کننده، بر خلاف فندر به‌بررسی آثار سیاست مالی (مخارج دولت) و ارتباط آن با حساب جاری و نرخ ارز واقعی پرداخته است. وجه تمایز دیگر الگوی او با الگوی فندر، در این است که تجزیه و تحلیل وی تنها به‌دو دوره محدود نمی‌شود. مصرف‌کنندگان ضمن برخورداری از پیش‌بینی کامل، از زندگی با طول عمر نامحدود برخوردارند. مخارج دولت تنها شامل کالاهای غیرتجاری نیست، بلکه دولت می‌تواند کالاهای تجاری را نیز خریداری کند. بالاخره وجه مشخصه عمده الگوی پناتی، به‌ویژگی نرخ ارجحیت زمانی موردنظر او برمی‌شود که طی زمان ثابت نبوده، بلکه درحال تغییر فرض می‌شود.

پناتی با حداکثر کردن تابع مطلوبیت با توجه به‌قید ثروت واقعی و قید بودجه بین دوره‌ای برای کل اقتصاد، الگوی خود را حل می‌کند. آنگاه با استفاده از معادلات پویای سه گانه که مسیرهای تعادلی نرخ ارز واقعی، ترازهای پول واقعی و خالص دارایی‌های خارجی را تعیین می‌کند، الگوی خود را کامل کرده و از آنها برای بررسی آثار افزایش مخارج دولت استفاده می‌کند.

نتایج به‌دست آمده از الگوی پناتی نشان می‌دهند که در کشورهای کوچک، تجزیه و تحلیل متداول ماندل - فلمینگ در اقتصاد باز که بسط مالی غیرتورمی را باعث کسری حساب جاری و افزایش ارزش پول می‌داند، در حیطه الگوهای بهینه‌یابی بین دوره‌ای نیز می‌تواند معتبر باشد. البته روابط ریاضی پویا در الگوی مزبور دارای پیچیدگی‌های زیادی بوده که برای اجتناب از آنها تنها نتیجه کلی

الگوی پناتی ذکر شده است (فلاحی،۱۳۷۷، ص ۸۴-۷۹).

۲-۲-۲- کسری‌های بخش تجارت خارجی، رابطه مبادله و نرخ ارز واقعی

الگوهای نظری مرتبط با اثرات شوک‌های رابطه مبادله و نرخ ارز واقعی بر کسری‌های بخش تجارت خارجی برپایه الگوهای بین دوره‌ای شکل گرفته‌اند. این الگوها که در چارچوب اقتصاد بین‌الملل قابل تبیین اند، به‌دو دسته مشهور تقسیم می‌شوند. دسته اول، الگوی‌های بین دوره‌ای با طول عمر محدود مصرف‌کننده هستند که در طول زمان کاملتر شده‌اند. دسته دوم، الگوهای جدیدتری هستند که از آنها به‌عنوان الگوی نسل‌های مشترک و با طول عمر محدود[1] یاد می‌شود. تفاوت این الگو با الگوی قبلی در این است که در الگوی (نظری) اولی، فرض بر این است که یک فرد نمونه مطلوبیت خود را با قید محدودیت بودجه حداکثر می‌کند، ولی در این الگو، فرض بر وجود نسل‌های مشترک با طول عمر محدود است، یعنی زنجیره مؤثری از انتقالات بین نسلی وجود دارد و خانوارها به‌گونه‌ای عمل می‌کنند که گویی برای مدت زمان نامحدودی زنده هستند. با این حال، در این الگو بحث مصرف‌کنندگان (خانوارها) با طول عمر نامحدود مطرح نیست، بلکه بحث بر سر زنجیره بین نسلی برای زندگی‌های محدود است. در این حالت، نسل‌های فعلی به‌نسل‌های بعدی متصل خواهند بود. با وجود تفاوت‌هایی که بین دو الگو وجود دارد، هر دو دارای این وجه مشترکند که در حیطه الگوهای نظری خرد اقتصادی قرار دارند.

نتایج تحلیل الگوهای بین دوره‌ای در کل نشان ازاین دارد که در صورت زوال رابطه مبادله (موقتی و دائمی)، اثر هاربرگر- متزلر - لارسن[2]، یک حرکت هماهنگی به‌صورت زیر برقرار می‌کند:

۱- زوال رابطه مبادله (کاهش نسبت شاخص قیمت‌های صادراتی به‌قیمت‌های وارداتی)،

1- Overleaping finite lived generations.
2- Harberger- Laursen- Metzler Effect.

۲- کاهش ارزش واقعی پول و

۳- بهبود تراز حساب جاری (یا ترازتجاری)

با این حال دربررسی شوک‌های رابطه مبادله، بحث کشش کالاهای وارداتی و صادراتی و نیز وضعیت اولیه ترازتجاری مطرح بوده و باتوجه به‌این‌که شوک رابطه مبادله دارای اثرات مستقیم و غیرمستقیم برترازتجاری است، بنابر این ممکن است درصورت غلبه اثرغیرمستقیم بر اثرمستقیم، حتی شاهد باشیم که زوال رابطه مبادله کشوری به‌بدترشدن تراز تجاری آن منجر شده باشد.[۱]

۳- مطالعات تجربی

"لوایز"[۲] (۱۹۹۹) و همکارانش در راستای تحقیق پیرامون عوامل مؤثر بر کسری حساب جاری در کشورهای در حال توسعه به‌مطالعه ارتباط میان کسری حساب جاری با مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مانند نرخ رشد تولید داخلی، پس‌انداز بخش خصوصی و دولتی، صادرات، نرخ ارز مؤثر واقعی و نرخ مبادله می‌پردازند. دوره بررسی از سال ۱۹۶۶ تا ۱۹۹۵ و برای ۴۴ کشور در حال توسعه است. نتایج مطالعه این محققان نشان می‌دهد که کسری حساب جاری وقفه دار، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز مؤثر واقعی، بدهی خارجی و بدهی‌های نقدینگی[۳] اثر مثبت و معنی‌داری بر کسری حساب جاری کشورهای در حال توسعه دارند، در حالی‌که متغیرهای نشان‌دهنده شرایط داخلی کشورها (پس‌انداز بخش خصوصی و دولتی)، نرخ مبادله و اضافه بهای[۴] نرخ ارز بازار سیاه (متغیرهای نشان‌دهنده شرایط خارجی کشور)، نرخ بهره واقعی جهانی و متغیرهای پولی، مانند انحراف معیار نرخ تورم و نرخ ارز مؤثر واقعی تأخیری (وقفه دار) اثر منفی و معنی‌داری بر کسری حساب جاری می‌گذارند.

۱- پیرسون و سونسون، ۱۹۸۳، رحیمی بروجردی، ۱۳۷۷، شقاقی شهری، وحید، ۱۳۸۳، Persson, Torsten and Svensson Lars E.O., 1983.

2- Loayzo. N., 1999.

3- Liquid Liabilities.

4- Premium.

"کرایگ ویل و ساماروو"[1] (۱۹۹۷) به‌منظور تعیین عوامل اثرگذار بر تراز حساب جاری کشورهای متکی بر درآمدهای نفتی (نظیر باربادوس) و نیز کشورهای غیرنفتی (مانند ترینیداد و توباگو) مدل زیر را با استفاده از داده‌های سری زمانی در طی دوره ۱۹۶۷ تا ۱۹۹۱ آزمون می‌کنند.

$$CAGDP = F(TOT, RXRI, FGDP, BSGDP, USPR, LTKGDP) \qquad (1)$$

CAGDP: تراز حساب جاری اسمی بر حسب تولید ناخالص اسمی داخلی،

TOT : رابطه مبادله،

RXRI: شاخص نرخ ارز واقعی،

FGDP: درآمدهای خارجی،

BSGDP: مازاد بودجه نسبت به‌تولید ناخالص داخلی،

USPR: نرخ بهره[2] ایالت متحده آمریکا و

LTK: خالص جریان سرمایه‌های بلندمدت نسبت به‌تولید ناخالص داخلی.

نتایج براورد در بلندمدت نشان می‌دهد که اول، ضرایب براورد شده برای کشور ترینیداد و توباگو معنی‌دار بوده و همگی مطابق انتظار نظری هستند، به‌طوری‌که افزایش متغیر درآمدهای خارجی و مازاد بودجه دولتی باعث افزایش تراز حساب جاری می‌شود و افزایش نرخ ارز واقعی اثر منفی بر تراز حساب جاری این کشورها دارد. دوم، برای کشور بارابادوس (به عنوان کشوری با اقتصاد متکی بر درآمدهای نفتی) افزایش مازاد بودجه دولتی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تراز حساب جاری نشان می‌دهد، در ضمن، یک رابطه معکوس (منفی) بین حساب جاری و نرخ مبادله وجود دارد که نشان می‌دهد کشش جانشینی بین کالاهای داخلی و خارجی کمتر از یک است. همچنین بر اساس نتایج رگرسیون هم جمعی، تأثیر متغیر مازاد بودجه دولتی بر حساب جاری در کشورهای ترینیداد و توباگو، کمی بیشتر از بارابادوس است.

نتایج براورد در دوره کوتاه‌مدت نیز نشان می‌دهد که ضرایب جزء تصحیح

1- Craigweel, Roland C. and Samaroo, Sudesh.
2- U.S prime rate.

خطای تأخیری ((ECM(-1) در هر دو معادله، منفی و معنی‌دار هستند که بر وجود بردارهای هم‌جمعی (معتبر)[1] دلالت دارد. این ضرایب نشان می‌دهند که سرعت تعدیل به‌سمت تعادل بلندمدت، به‌طور متوسط در کشورهای ترینیداد و توباگو ۹۸ درصد است، درحالی‌که در کشور بارابادوس تقریباً ۶۵ درصد اختلاف بین حساب جاری واقعی و تعادلی در هر دوره از بین می‌رود (سرعت تعدیل به‌سمت تعادل بلندمدت درحدود ۶۵ درصد است).

جلالی نایینی و همکارش (۱۳۷۶) در پروژه‌ای تحقیقاتی به‌منظور بررسی اثرات سیاست‌های مالی و پولی و ارزی بر تراز تجاری(صادرات و واردات کالاها) ، به‌براورد الگوی کلان سنجی ایران در طی دوره ۷۳- ۱۳۴۳ (۹۴-۱۹۶۴) می‌پردازد که مشتمل بر ۱۰ معادله و ۱۶ اتحاد و با استفاده از روش رگرسیون‌های سه مرحله‌ای است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که عملکرد انبساطی دولت، نه فقط اثرات مثبت سیاست تقلیل اسمی پول را خنثی می‌کند، بلکه به‌واسطه ایجاد فشارهای تورمی (علاوه بر فشار سطح قیمت‌ها به‌خاطر تقلیل اسمی) موجب افزایش کسری تراز تجاری می‌شود. محققان معتقدند که این نکته در توضیح و توجیه علل عدم توفیق سیاست آزادسازی ارزی بسیار مهم است. زیرا آزادسازی ارزی در ایران، همزمان با عملکرد انبساطی مالی و پولی بوده و بنابراین موجب بالا رفتن فشارهای تورمی و رشد محدود صادرات نفتی شد. به‌نظر آنها اگر سیاست‌های مالی و پولی منضبط، تعدیل نرخ ارز را همراهی می‌کرد، سیاست آزادسازی در تحقق اهداف خود موفق‌تر بود، به‌این معنا که نرخ تورم پایین‌تر و نرخ رشد صادرات غیرنفتی بالاتر می‌رفت.

"باناگا"[2] (۲۰۰۱) با به‌کارگیری روش هم‌انباشتگی (همجمعی) به‌بررسی اثرات سیاست‌های تعدیل بر حساب جاری سودان، از سال ۱۹۶۳ تا ۱۹۹۷ می‌پردازد. وی در یک جمع‌بندی کلی بیان می‌کند که بیش از ۶۶ درصد تغیرات بلندمدت تراز حساب جاری کشور سودان، به‌وسیله متغیرهای رشد GDP، درآمد سرانه و

1- Valid Co-integration Vectors.
2- Bannaga, A., Alamedia. 2001.

نرخ ارز بازار سیاه توضیح داده می‌شود و نتایج برآوردها بر این دلالت دارد که تراز حساب جاری سودان، با متغیرهای رشد GDP و درآمد سرانه رابطه غیرمستقیم (رابطه منفی) و با متغیر نرخ ارز بازار سیاه رابطه مستقیم (مثبت) دارد. همچنین ۶۷ درصد از تغییرات تراز حساب جاری کوتاه‌مدت این کشور به‌وسیله دومتغیر تفاضل رشد GDP، تفاضل رابطه مبادله تأخیری (وقفه دار) توضیح داده می‌شود. ضریب تعدیل به‌سمت تعادل نیز تقریباً ۰/۷۸ است که از سرعت بالای حرکت به‌سوی تعادل بلندمدت حکایت دارد.

۴- الگوی تجربی اقتصاد ایران: طراحی و نتایج آن

۴-۱- معرفی متغیرها و داده‌های براورد

با توجه به‌مطالب عنوان شده و با هدف شناخت تأثیر احتمالی کسری بودجه دولت، نرخ واقعی ارز و رابطه مبادله بر کسری حساب جاری ایران، این تحقیق در پی پاسخ به‌سؤالات زیر است:

۱- آیا کاهش ارزش پول توانسته است تراز حساب جاری کشور را بهبود بخشد؟

۲- آیا طی سال‌های گذشته ارتباط بلندمدت بین رابطه مبادله و کسری بخش تجارت خارجی کشور وجود داشته و این ارتباط به‌چه صورتی بوده است؟

۳- آیا میان کسری بودجه واقعی دولت و کسری حساب جاری کشور همراهی بلندمدت وجود دارد و یا برعکس، دیدگاه ریکاردویی دربخش خارجی اقتصاد ایران صادق است و وجود هرگونه ارتباطی میان کسری بودجه دولت با کسری بخش تجارت خارجی رد می‌شود؟

برای پاسخ به‌سؤالات مطرح شده، فرضیه‌هایی که درتحقیق حاضر مورد آزمون قرار می‌گیرد عبارتند از:

۱- تغییرات نرخ واقعی ارز تأثیر معنی‌داری بر کسری حساب جاری ایران ندارد.

۲- کسری بودجه دولت تأثیر مستقیم بلندمدت بر کسری بخش تجارت خارجی ایران دارد.

۳- زوال رابطه مبادله، باعث کاهش کسری حساب جاری کشور شده است.

بنابراین به‌منظور آزمون فرضیه‌های بالا، الگوی تجربی اقتصاد ایران به‌صورت زیر معرفی می‌شود:

$$CD = F(BD, TOT, RER, XO, DM, DE, DOIL) \qquad (۲)$$

در الگوی هم‌انباشتگی ایران، متغیرهای درونزای CD، BD، TOT، RER به‌ترتیب معرف کسری حساب جاری، کسری بودجه، رابطه مبادله و نرخ ارز واقعی بوده و متغیر مجازی DM برای نشان دادن افزایش ناگهانی واردات در طول سال‌های ۷۰ و ۷۱، متغیر مجازی DE برای انعکاس افزایش ناگهانی نرخ ارز اسمی کشور به‌واسطه یکسان‌سازی (شناور سازی) نرخ ارز در سال ۱۳۷۲، متغیر مجازی Doil به‌منظور افزایش ناگهانی قیمت نفت در سال ۱۳۵۳ و صادرات نفت و گازXO (میلیون دلار) نیز برای لحاظ کردن تأثیر درآمدهای نفتی بر تجارت بخش خارجی به‌عنوان متغیرهای برون‌زای الگو در نظر گرفته شده‌اند.

در ادامه، ابتدا مروری گذرا بر داده‌های آماری به‌کار گرفته شده در الگوی اقتصادسنجی داشته و سپس با بهره‌گیری از این مدل‌ها به‌بررسی میزان و نوع تأثیرگذاری هریک از متغیرها خواهیم پرداخت.

۱-۱-۴- نرخ ارز واقعی

برای محاسبه نرخ ارز حقیقی از نرخ ارز اسمی استفاده شده است. به‌این ترتیب، بر اساس تعریف نرخ ارز حقیقی، نرخ ارز اسمی نسبت به‌شاخص قیمت‌های داخلی و خارجی تعدیل شده است که از فرمول زیر تبعیت می‌کند.

$$RER = NER \frac{P^*}{P} \qquad (۳)$$

در رابطه فوق RER نرخ ارز حقیقی، NER نرخ ارز رسمی اسمی، P شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی ایران (CPI) و P^* شاخص بهای کالاها و خدمات

وارداتی P_M است. براساس تعریف فوق، متغیر نرخ ارز واقعی تا سال ۱۳۷۱ روندی ثابت داشته است، ولی در سال ۱۳۷۲ به‌دلیل یکسان‌سازی نرخ ارز اسمی، شاهد جهش این متغیریم.

۲-۱-۴- رابطه مبادله

رابطه مبادله یکی از مهم‌ترین ابزارها برای تجزیه و تحلیل مسایل اقتصادی، از قبیل منافع حاصل از بازرگانی بین‌المللی، تحولات حجم و ترکیب مبادلات و اثر آن بر روی سطح دستمزدها، رفاه عمومی و درآمد ملی محسوب می‌شود. در ادبیات مربوط به‌تجارت بین‌الملل، تعاریف مختلفی برای رابطه مبادله وجود دارد. گروهی از مفاهیم رابطه مبادله نمایان‌گر این رابطه میان کشورهاست؛ از قبیل رابطه مبادله پایاپای خالص، پایاپای ناخالص و رابطه مبادله درآمدی. گروهی نشان‌دهنده رابطه مبادله میان منابع و عوامل تولیدی است؛ نظیر رابطه مبادله تک عاملی و دوعاملی و گروهی دیگر منافع به‌دست آمده از تجارت را برحسب تحلیل مطلوبیت تفسیر می‌کند؛ مانند رابطه مبادله هزینه واقعی و رابطه مبادله مطلوبیت.

در مقاله حاضر، از رابطه مبادله تهاتری (پایاپای) خالص یا به‌عبارت دیگر، رابطه مبادله کالا که از نسبت بین شاخص قیمت کالاهای صادراتی بر وارداتی به‌دست می‌آید، استفاده شده است.

$$TOT = \frac{P_x}{P_m} \times 100 \qquad (۴)$$

افزایش در TOT نشان‌گر آن است که حجم بیشتری از واردات را با مبادله مقادیر مشخصی از صادرات می‌توان به‌دست آورد. ملاحظه روند رابطه مبادله کشور طی دوره زمانی ۸۰-۱۳۳۸ و براساس سال پایه ۱۳۶۱ نشان می‌دهد که رابطه مبادله تا سال ۱۳۵۳، از روندی نسبتاً ثابت برخوردار بوده، با افزایش قیمت کالاهای صادراتی کشور که عمدتاً به‌دلیل افزایش قیمت نفت بوده است، از این سال به‌بعد روندی صعودی به‌خود گرفته و به‌تدریج افزایش پیدا می‌کند، در سال

۱۳۶۰، به‌رقم بی‌سابقه ۲۵۰ افزایش یافته، ولی در طی سال‌های جنگ روند نزولی داشته است و بعد از جنگ نیز از روند نزولی توأم با نوسان‌های ملایم برخوردار بوده است. در طی سال‌های اخیر، این متغیر تاحدودی افزایش داشته است.

۳-۱-۴- کسری بودجه

میزان کسری بودجه در اقتصاد کشور به‌صورت اختلاف بین درآمدها و پرداخت‌های دولت اندازه‌گیری می‌شود. در طرف درآمدها، اقلام مربوط به‌درآمد حاصل از صادرات نفت و گاز، مالیات‌ها، فروش ارز، انحصارها و مالکیت دولت، فروش کالاها و خدمات، بهره دریافتی بابت وام‌های پرداختی دولت به‌خارج و غیره دیده می‌شود. در طرف مخارج، پرداخت‌های جاری و عمرانی و کمک‌های بلاعوض و غیره قرار گرفته‌اند. در این مطالعه برای تحلیل ارقام کسری بودجه، حساب ذخیره تعهدات ارزی از سال ۱۳۷۲، همچنین بدهی شرکت‌های دولتی به‌نظام بانکی از سال ۱۳۶۸ به‌بعد به‌ارقام کسری بودجه دولت اضافه شده و تحت عنوان کسری بودجه واقعی معرفی شده است.

بررسی روند کسری بودجه در اقتصاد ایران نشان می‌دهد تقریباً در تمامی سال‌های مورد مطالعه (۸۰-۱۳۳۸)، به‌استثنای سال ۱۳۴۵، بودجه دولت با کسری مواجه بوده است. براساس آمار منتشر شده، نسبت کسری بودجه واقعی به‌تولید ناخالص داخلی طی سال‌های اخیر (۸۰-۱۳۷۲) بیش از ۱۲ درصد بوده است. البته نسبت یاد شده متغیر بوده و در سال‌هایی که قیمت نفت کاهش یافته (مانند سال ۱۳۷۷)، به‌سطح بالاتری نیز رسیده است. افزایش این نسبت در طول دوره ۶۷-۱۳۵۹ به‌دلیل جنگ و هزینه‌های ناشی از آن بوده، در دوره ۷۲-۱۳۶۸ بدهی شرکت‌های دولتی و در دوره ۸۰-۱۳۷۲ کسری حساب ذخیره تعهدات ارزی و بدهی شرکت‌های دولتی در آن مؤثر بوده‌اند. متوسط سهم کسری بودجه از GDP در دوره مورد نظر، رقمی معادل ۱۱/۸ درصد بوده است.

۲-۴- براورد الگو

در این مطالعه با توجه به‌این‌که اطلاعات مورد استفاده برای متغیرهای مورد نظر به‌صورت سری‌زمانی هستند، لذا براورد مدل معرفی شده با تکیه به‌روش حداقل مربعات معمولی OLS[1] با توجه به‌ادبیات اقتصادسنجی خالی از اشکال نخواهد بود. روش‌های مختلفی برای حل این مسأله در ادبیات اقتصادسنجی ارائه شده که یکی از آنها روش انگل - گرنجر[2] تعمیم‌یافته و دیگری روش هم‌انباشتگی یوهانسون- یوسیلیوس در مدل‌های اقتصادسنجی است که امروزه نظر متخصصین اقتصادسنجی را کاملاً به‌خود معطوف کرده است.

با توجه به‌این‌که روش انگل - گرنجر تعمیم یافته تنها در مدل‌های دو متغیره جواب بهینه را ارائه می‌کند، بنابر این تکیه بر این روش در مدل‌هایی که دارای بیش از دو متغیر باشند، صحیح نخواهد بود. به‌همین دلیل در این مطالعه از روش هم‌انباشتگی یوهانسون- یوسیلیوس برای براورد رابطه بلندمدت استفاده شده و روش انگل - گرنجر نیز برای مقایسه نتایج براوردها به‌کار رفته است.

۱-۲-۴- آزمون ایستایی متغیرها

مدل‌سازی اقتصادسنجی با استفاده از سری‌های زمانی به‌روش‌های سنتی و معمول، مبتنی بر فرض ایستایی متغیرهای سری‌زمانی مدل است. در این قسمت برای اطمینان از ایستایی و یا ناایستایی متغیرهای مورد استفاده در مدل، کلیه متغیرهای مورد نظر بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته بررسی می‌شوند. آزمون ریشه واحد دیکی‌فولرتعمیم یافته به‌صورت‌های مختلف و ممکن و براساس معنی‌دار بودن هر یک از عوامل جبری (مقادیر ثابت و روند) و معنی‌دار بودن متغیرهای وابسته با وقفه داده‌ها، برای کلیه متغیرهای موجود در مدل آزمون شد. جدول (۱) نشان‌دهنده نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته برای متغیرهای مورد نظر است.

۱- حداقل مربعات معمولی (Ordinary Least Square).

2- Engle, R.F. and Granger, C.W.J.

جدول ۱- آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته برای سطح متغیرهای مورد مطالعه

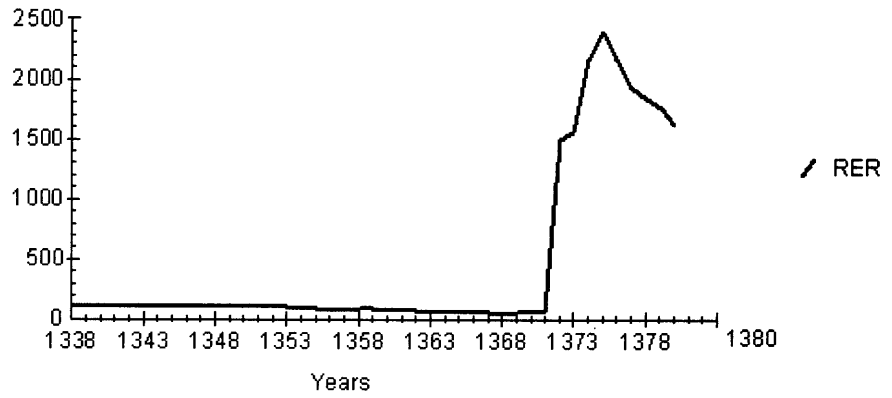
متغیر	آماره ADF	سطح ۱ درصد	در سطح ۵ درصد	در سطح ۱۰ درصد
CD	-۲/۹۶	-۴/۱۹	-۳/۵۲	-۳/۱۹
BD	-۱/۹۶	-۳/۵۹	-۲/۹۳	-۲/۶
TOT	-۲/۰۶	-۴/۱۹	-۳/۵۲	-۳/۱۹
RER	-۰/۲۵	-۲/۶۱	-۱/۹۴	-۱/۶۲

متغیرهای CD، BD، TOT، RER به‌ترتیب معرف کسری حساب جاری، کسری بودجه، رابطه مبادله و نرخ ارز واقعی است.

چنان که ملاحظه می‌شود با توجه به‌این‌که قدر مطلق آماره دیکی- فولر تعمیم یافته، از مقادیر بحرانی برای کلیه متغیرها کوچک‌تر است، بنابر این نتیجه‌گیری می‌شود که کلیه متغیرهای مورد مطالعه در سطح ناپایا بوده و فرضیه H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد متغیرهای مزبور در سطح بالایی از درجه اطمینان مورد تأیید قرار می‌گیرد. حال برای تشخیص درجه هم‌انباشتگی متغیرهای مورد نظر آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته، برای تفاضل مرتبه اول متغیرها تکرار شد. نتایج این آزمون تعمیم یافته برای تفاضل مرتبه اول متغیرها نشان داد که کلیه متغیرهای مدل پس از یکبار تفاضل‌گیری ساکن شده‌اند (آماره ADF برای متغیرهای ΔCD، ΔBD، ΔTOT، و ΔRER به‌ترتیب ۷/۴۶-، ۶/۷۹-، ۴/۲۸- و ۳/۰۳۷- به‌دست آمد). بنابر این می‌توان ادعا کرد که کلیه متغیرهای انباشته از درجه یک بوده ($I(1)$) و براورد مدل با روش حداقل مربعات معمولی تورش‌دار خواهد بود.

با توجه به‌انتقادات پرون از روش آزمون دیکی - فولر زمانی‌که شکست ساختاری در سری‌های زمانی وجود دارد، بررسی شکست ساختاری و آزمون ریشه واحد پرون ضروری است. "پرون" (۱۹۸۹) خاطر نشان می‌کند در شرایطی که انتظار یک شکست ساختاری وجود دارد باید مراقبت ویژه‌ای را در آزمون ریشه واحد اعمال کرد. در این حالت، آماره‌های آزمون دیکی - فولر در جهت رد نکردن ریشه واحد اریب دارد. ملاحظه نمودار نرخ ارز واقعی، انتظار وقوع شکست ساختاری را برای نرخ ارز حقیقی، به‌دلیل اجرای سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲ محتمل می‌کند. این شکست ساختاری را با توجه به‌نمودار مذکور

می‌توان به‌یکی از دو صورت احتمالی تغییر در سطح، یا تغییر در شیب آن در نظر گرفت. بنابراین از الگوهای A و C پرون (۱۹۸۹ ص ۱۳۸۰) برای تشخیص مانایی یا نامانایی این متغیرها استفاده شد. نتایج آزمون پرون در مورد نرخ ارز واقعی با لحاظ کردن دو شکل احتمالی تغییر در سطح و تغییر در سطح و شیب، در پیوست آورده شده است. مقایسه آماره‌های t ضریب براورد شده α برای متغیر نرخ ارز واقعی، در هر دو الگوی A و C (به‌ترتیب ۰/۹۱۹- در الگوی A و۰/۰۴۷- در الگوی C) با مقادیر بحرانی مربوطه، حکایت از آن دارد که حتی با در نظر گرفتن شکست ساختاری یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲، بازهم نمی‌توان فرض صفر (ریشه واحد) را رد کرد.[1] به‌این ترتیب نتیجه می‌شود که وجود ریشه واحد برای متغیر نرخ ارز واقعی، ناشی از شکست ساختاری نبوده و این متغیر دارای ریشه واحد است. بنابراین، با قبول این که هر سه متغیر انباشته ازدرجه یک بوده و تفاضل آنها مانا می‌شود، به‌بررسی مراحل بعدی براورد الگوی تصحیح خطای برداری می‌پردازیم.



نمودار ۱- روند نرخ واقعی ارز ایران (۸۰-۱۳۳۸)

۱- آماره t ضریب براورد شده α براساس رابطه $t = \hat{\alpha}-1 / SE(\hat{\alpha})$ محاسبه شده است. α ضریب متغیر تأخیری نرخ ارز در الگوی پرون است. همچنین انتخاب متغیرهای تأخیری براساس معنی دار بودن بالاترین وقفه با توجه به آماره t آن می‌باشد. در ضمن سطح بحرانی نیز براساس تعداد مشاهدات قبل از وقوع شکست به کل مشاهدات تعیین شد.

۲-۲-۴- براورد الگو

الگوی معرفی شده با استفاده از روش‌های OLS و MLE مورد براورد قرار گرفت. نتایج براورد به‌روش OLS نشان می‌دهد که چون درجه انباشتگی تمامی متغیرهای مدل از مرتبه اول و درجه انباشتگی ریشه واحد صفر است، بنابر این می‌توان نتیجه گرفت که بین متغیرهای مدل، یک رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد. رابطه بلندمدت براورد شده به‌شکل زیر است:

$$CD = 913.52 + 3.96\ BD + 9.66\ TOT - 1.71\ RER - 0.31\ XO + 10284.26\ DM - 8697.58\ DE - 701605\ DOIL \quad (۵)$$

$R^2=0.75$ D-W=2.11

نتایج آزمون ریشه واحد برای پسماند معادله براورد شده فوق، بر ایستا بودن آن دلالت دارد. مقادیر آزمون دیکی فولر تعمیم یافته محاسبه شده برای پسماند معادله بالا 5.41- است که در سطح معنی‌داری یک درصد، فرض H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شود. نتایج براورد نشان می‌دهد که بیش از ۷۵ درصد تغییرات کسری حساب جاری به‌وسیله متغیرهای مستقل بالا توضیح داده می‌شود. در ضمن، باوجود آن‌که تمامی ضرایب از علائم مورد انتظار برخوردار هستند، اما ضرورتاً از نظر آماری در سطح معنی‌داری بالایی نیستند. به‌طوری‌که برای متغیر نرخ واقعی ارز، آماره t درحدود (۱/۶۹-) بوده که در سطح معنی‌داری پایینی قابل تأیید است.

به‌لحاظ ایرادهای وارد شده بر روش انگل - گرنجر، از جمله فرض بر نرمال بودن و وجود یک بردار هم‌انباشتگی، چندان نمی‌توان به‌نتایج به‌دست آمده اتکا کرد. از این رو استفاده از مدل رقیب ضرورت پیدا می‌کند. مهم‌ترین مدل رقیب برای رگرسیون چندمتغیره، آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون- یوسیلیوس[1] است. برای این منظور، ابتدا باید وقفه بهینه متغیرهای مورد نظر ارائه شود که برای

1- Johansson and Juselius.

تعیین وقفه بهینه مدل مربوطه ابتدا باید مدل خود همبستگی برداری[1] را براورد کرده و وقفه بهینه آن مدل را به‌عنوان وقفه بهینه مدل یوهانسون- یوسیلیوس انتخاب کرد. براورد مدل خود همبستگی برداری، برای متغیرهای مورد نظر نشان‌گر این است که وقفه بهینه برای این مدل یک است[2].

بعد از تعیین وقفه بهینه باید مدل یوهانسون- یوسیلیوس را برای براورد رابطه بلندمدت به‌کار گرفت. همان‌طور که اشاره شد برای انجام هم‌انباشتگی یوهانسون- یوسیلیوس از آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه استفاده می‌شود. پس از تشخیص تعداد بردارهای هم‌انباشتگی، با استفاده از آزمون‌های مذکور، بردارهای معمولی و نرمال استخراج می‌شوند و سپس با استفاده از آزمون نسبت حداکثر درست‌نمایی (LR)، معنی‌دار بودن ضرایب بررسی می‌شود. نتایج آزمون مقادیر مشخصه الگو در جدول شماره (۲) آورده شده است. نتایج آزمون اثر و حداکثر ویژه با در نظر گرفتن طول وقفه بهینه یک (بر مبنای معیارهای آکائیک و شوارتز) برای معادله حساب جاری نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، وجود دو بردار هم‌انباشتگی تأیید می‌شود.

جدول ۲- آزمون حداکثر مقدار برای براورد تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

رتبه		λ max			λtrace		
H_0	H_1	آماره	سطح ۹۵ درصد	سطح ۹۰درصد	آماره	سطح ۹۵ درصد	سطح ۹۰درصد
r = 0	r =1	49.09	34.4	39.79	109.26	75.07	84.45
r ≤ 1	r =2	42.25	28.14	33.24	60.71	53.21	60.16
r ≤ 2	r =3	13.46	22.00	26.81	17.92	34.91	41.07

بعد از تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی، گام بعدی به‌دست آوردن ضرایب بلندمدت مطالعه حاضر و انتخاب یک بردار از بین دو بردار هم‌انباشتگی است که

1- Vector Autoregresion Model.

۲- تعیین وقفه بهینه براساس آماره آکائیک و یا شوارتز- بیزین سیستمی در الگوی خودهمبستگی برداری تعیین می‌شود.

در این مورد، بردار نرمال زیر، به‌دلیل انطباق بیشتر با نظریه‌های اقتصادی و ساختار اقتصاد ایران و با توجه به‌مباحث مطرح شده در بخش‌های قبلی، انتظارهای ما را در براورد الگوی بلندمدت برآورده می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که بردار نرمال به‌صورت زیر خواهد بود (اعداد داخل پرانتز انحراف معیار را نشان می‌دهند).

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

CD	BD	RER	TOT	XO	C
1.000000	-4.928395	3.640434	-6.389534	0.403296	-535.7082
	(0.64579)	(2.54404)	(4.16452)	(0.05915)	(819.911)

بر اساس رابطه بلندمدت فوق عوامل مؤثر بر کسری حساب جاری را می‌توان به‌شرح زیر تشریح کرد:

ضرایب متغیرهای کسری بودجه و رابطه مبادله بر این دلالت دارد که در بلندمدت با تغییر یک واحدی این متغیرها، کسری حساب جاری به‌ترتیب به‌اندازه ۴/۹۲ واحد و ۶/۳۸ واحد افزایش پیدا می‌کند. همچنین ضرایب متغیرهای نرخ واقعی ارز و متغیر صادرات نفت و گاز نیز حاکی از این است که بین این متغیرها، با کسری حساب جاری در بلندمدت رابطه منفی وجود دارد و با افزایش یک واحدی در نرخ واقعی ارز و صادرات نفت و گاز در بلندمدت، کسری حساب جاری به‌ترتیب به‌اندازه ۳/۶۴ واحد و ۰/۴ واحد کاهش خواهد یافت. در ضمن باید به‌این مطلب اشاره داشت که به‌غیراز متغیر نرخ واقعی ارز سایر متغیرها در سطح معنی‌داری بالایی تأیید شدند.

در کل براساس نتایج به‌دست آمده می‌توان به‌این گونه تحلیل کرد که در اکثر سال‌ها، عمده کسری بودجه دولت ازطریق اخذ وام یا به‌عبارت بهتر استقراض ازسیستم بانکی تأمین مالی شده است. این نحوه تأمین مالی کسری بودجه، به‌افزایش نقدینگی و تورم درکشور منجر شده است. ازیک طرف، بسط پولی ایجاد شده درجامعه، سبب شده تا تقاضای مؤثر ایجاد شده، بسط مالی را تقویت کرده و در نهایت تقاضای مؤثر برای کالاها و خدمات وارداتی را بیش از گذشته افزایش

دهد. از سوی دیگر، با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در داخل و در نتیجه بالا رفتن قیمت کالاهای صادراتی، نرخ مبادله به‌ضرر کشور بوده و خود عاملی برای افزایش واردات و کاهش صادرات باشد. به‌این ترتیب، کسری بودجه هم ازطریق بسط مالی و هم ازطریق بسط پولی و تورم ایجاد شده، به‌تشدید واردات و درنتیجه وخیم‌تر شدن خالص حساب جاری منجر شده است. درمورد عدم تأثیرتغییرات نرخ ارز بر کسری حساب جاری در اقتصادایران، باید گفت که بخش نفت سهم غالب صادرات کشور را به‌خود اختصاص داده است و درمقایسه، سهم صادرات غیرنفتی اندک است. نظر به‌این که صادرات نفت باتوجه به‌سهمیه تعیین شده از سوی اوپک و با قیمت تعیین شده جهانی صورت می‌گیرد، تحت تأثیر تغییرات نرخ ارز نیست. همچنین بخشی ازصادرات غیرنفتی را صادرات کالاهای صنعتی دربرمی‌گیرد، که اغلب توسط نهادها و بخش‌های دولتی صورت می‌گیرد و تأثیرتغییرات نرخ ارز برآن کمتر است. دربخش واردات نیز سهم کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای قابل توجه است. این امر نشان می‌دهد که این دو دسته کالا بیش از آن‌که تحت تأثیر تغییرات نرخ ارز باشند، به‌واسطه نیاز و برای ادامه تولید و تکمیل طرح‌های عمرانی استفاده می‌شوند. بخش کوچک‌تر واردات نیز همچون گندم، برنج، شیرخشک و کاغذ، جزو کالاهای ضروری بوده و دولت به‌اجبار و صرفنظر از نرخ ارز وارد کرده است. به‌این ترتیب مشخص می‌شود که صادرات و واردات کشور نسبت به‌تغییرات نرخ ارز از حساسیت لازم برخوردار نیست. درضمن، بررسی شوک یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲ و تأثیر آن بر روند خالص صادرات و واردات کالاها و خدمات بر کاهش کسری در سال مزبور دلالت دارد، ولی عدم اتخاذ سیاست‌های مناسب پولی و مالی منجربه شکست اجرای سیستم نرخ ارز ثابت دراقتصاد ایران شده است.

ملاحظه نتایج روش‌های دوگانه OLS و MLE نشان می‌دهد که شاخص‌های به‌دست آمده از دو روش متفاوت بوده و از این رو پی آمدهای سیاستی مختلفی برای اقتصاد ایران خواهند داشت. مقایسه نتایج حاصل از روش‌های هم‌انباشتگی یوهانسون- یوسیلیوس و انگل - گرنجر در جدول (۳) منعکس شده است.

جدول ۳- مقایسه ضرایب دو روش هم‌انباشتگی OLS و MLE

متغیر/ روش	CD	BD	TOT	RER	C
OLS	۱	۳/۹۶	۹/۶۶	-۱/۷۱	۹۱۳/۵۲
MLE	۱	۴/۹۲	۶/۳۸	-۳/۶۴	۵۳۵/۷

بر اساس آزمون‌های هم‌انباشتگی، روابط بلندمدت بین متغیرها در معادلات دوگانه تأیید شده و بنابراین، می‌توان برای تحلیل کوتاه‌مدت از شکل الگوی تصحیح خطا (ECM) استفاده کرد. برای مرتبط کردن رفتار کوتاه‌مدت با بلندمدت، می‌توان جمله خطای حاصل از معادله بلندمدت را به‌صورت وقفه، وارد مدل کوتاه‌مدت کرد. نتایج براورد معادله کوتاه‌مدت به‌شرح زیر است:

$$D(CD) = \underset{(1.98)}{0.43}\, D(BD) \; \underset{(-1.145)}{-3.59}\, D(RER) \; \underset{(-5.8)}{-0.6}\, D(XO) + \underset{(2.68)}{4352.211}\, DM$$

$$\underset{(-3.73)}{-5462.54}\, DE - \underset{(-1.048)}{0.52}\, ECM(-1)$$

$$R^2 = 0.78 \qquad -D-W = 2.07$$

نتایج براورد کوتاه‌مدت کسری حساب جاری ایران نشان می‌دهد که ضریب جمله خطا که بیان‌گر حرکت به‌سمت تعادل و کاهش انحراف از مسیر بلندمدت است، درحدود ۵۲ درصد خواهد بود، یعنی حدود ۵۲ درصد انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت تا فصل دوم تعدیل می‌شود. در ضمن، متغیر مجازی DM باداشتن ضریب مثبت حکایت از این دارد که افزایش ناگهانی واردات باعث افزایش کسری حساب جاری شده و در مقابل، یکسان‌سازی نرخ ارز رسمی در سال ۷۲ باعث کاهش کسری حساب جاری شده است. افزایش درآمدهای ناشی از صادرات نفت و گاز نیز اثر کاهشی در کسری حساب جاری داشته است. متغیر مجازی DOIL و D(TOT) از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده و به‌منظور تصریح صحیح مدل کنار گذاشته شدند.

حال به‌منظور بررسی برون‌زایی نسبی متغیرها، از روش تجزیه واریانس

استفاده شد. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسان‌های هر متغیر در واکنش به‌شوک‌های وارده بر متغیرهای الگو مشخص می‌شود. جدول (۴) تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متغیرهای سیستم را روی کسری حساب جاری برای ۱۰ دوره نمایش می‌دهد. همان‌طورکه نتایج جدول نشان می‌دهد، در دوره اول تقریباً کل تغییرات کسری حساب جاری توسط خود متغیر ایجاد می‌شود. این سهم پس از ۱۰ دوره به‌حدود ۴۱ درصد کاهش پیدا می‌کند. همچنین، در کوتاه‌مدت حدود ۸ درصد و در بلندمدت تقریباً ۴۳ درصد واریانس خطای پیش‌بینی کسری حساب جاری، توسط رابطه مبادله ایجاد می‌شود. نرخ ارز واقعی تقریباً نقش ناچیزی در نوسان‌های کسری حساب جاری ایران دارد، اما سهم کسری بودجه از ۰/۸۷ درصد کوتاه‌مدت، به۱۱/۵ درصد بلندمدت می‌رسد. این نتایج حاکی از این است که اعمال سیاست‌های کاهش ارزش پول در کشور، نتوانسته آنچنان که انتظار می‌رفت، کسری بخش تجارت خارجی را بهبود بخشد و نقش ناچیزی را در کاهش کسری‌های تجارت خارجی داشته است. در ضمن، شوک‌های رابطه مبادله در بلندمدت بیشترین میزان تغییرات کسری حساب جاری را ایجاد می‌کنند.

جدول ۴- تجزیه واریانس متغیرهای الگو روی کسری حساب جاری

دوره	کسری حساب جاری	کسری بودجه	نرخ واقعی ارز	رابطه مبادله
۱	۱۰۰	۰	۰	۰
۲	۹۰/۵۴	۰/۸۷	۰/۱۵	۸/۴۲
۳	۶۸/۰۳	۸/۶۵	۲/۵۵	۲۰/۷۵
۴	۶۰/۶۸	۸/۹۷	۲/۸۵	۲۷/۴۸
۵	۵۶/۱۷	۹/۲۳	۲/۹۸	۳۱/۵۹
۶	۵۱/۳۳	۱۰/۰۷	۳/۲۷	۳۵/۳۱
۷	۴۷/۷۴	۱۰/۶۵	۳/۴۹	۳۸/۱۰
۸	۴۵/۲۲	۱۰/۹۴	۳/۶۲	۴۰/۲۰
۹	۴۳/۰۳	۱۱/۲۳	۳/۷۳	۴۱/۹۵
۱۰	۴۱/۲۱	۱۱/۵۱	۳/۸۳	۴۳/۴۳

۵- جمع‌بندی

برای کشورهای مختلف به‌ویژه کشورهای درحال توسعه، ترازپرداخت‌ها و به‌خصوص وضعیت تراز حساب جاری آنها، از مهم‌ترین متغیرهای کلان به‌شمار می‌آید. شناسایی عوامل مؤثر بر کسری حساب جاری اقتصاد ایران، نحوه تدوین و اتخاذ سیاست‌های کلان اقتصادی برای نیل به‌تعادل در بخش خارجی را روشن می‌کند.

نتایج حاصل از براورد مدل کسری حساب ایران، حکایت از وجود رابطه تعادلی بلندمدت مستقیم، میان کسری بودجه و رابطه مبادله با کسری حساب جاری دارد. همچنین براساس نتایج به‌دست آمده وجود ارتباط معنی‌دار بلندمدت بین نرخ ارز واقعی و کسری حساب جاری تأیید نمی‌شود. درضمن، نتایج کوتاه‌مدت نشان می‌دهند که ضریب سرعت تعدیل متغیر کسری حساب جاری، در قبال هرگونه عدم تعادل و انحراف آن از سطح تعادلی بلندمدت، در حدود ۰/۵۲ است. برای معادله کسری حساب جاری (ΔCD) متغیر مجازی DM باداشتن ضریب مثبت حکایت از این دارد که افزایش ناگهانی واردات، باعث افزایش کسری حساب جاری شده و در مقابل، یکسان‌سازی نرخ ارز رسمی در سال ۷۲ باعث کاهش کسری حساب جاری شده است. همچنین افزایش درآمدهای ناشی از صادرات نفت و گاز نیز، اثر کاهشی در کسری حساب جاری داشته است.

براساس نتایج به‌دست آمده، درکل اتخاذ سیاست تنزل ارزش پول داخلی به‌منظور دستیابی به‌هدف کاهش کسری بخش تجارت خارجی سیاست کارامدی به‌نظر نمی‌رسد. حال در شرایطی که سیاست مزبور در راستای اهداف دیگری همچون افزایش درآمدهای دولتی و یا حذف بازار موازی ارز اجرا شود، با وجود این که به‌کارگیری مداوم این سیاست امکان‌پذیر نیست، موفقیت نهایی آن نیز در گرو اعمال سیاست‌های صحیح و منظم مالی طی دوره‌های بعد خواهد بود. نظر به‌نقش درآمدهای نفتی در بخش تجارت خارجی کشور، برای پرهیز از عدم تعادل‌های اقتصادی و نیز پرهیز از کسری حساب جاری، کاهش اتکا به‌درآمدهای نفت و گاز، بیش از پیش ضروری است. همچنین بنا به‌نتایج به‌دست

آمده، برای اثرگذاری بر کسری حساب جاری، در کوتاه‌مدت، دولت می‌تواند با استفاده از ابزارهای سیاستی خود باعث تغییر در متغیرهای رابطه مبادله و نیز درآمدهای داخلی و خارجی شده و از این طریق، این متغیر را به‌سمت موردنظر هدایت کند. اما در بلندمدت، به‌نظر می‌رسد این احتمال به‌مراتب کمتر باشد.

فهرست منابع

۱- ابریشمی، حمید و مهر آرا، محسن، (۱۳۸۱)، *اقتصادسنجی کاربردی (رویکردهای نوین)*، چاپ اول، انتشارات دانشگاه تهران، تهران.

۲- منکیو، گریگوری، *(۱۳۸۳)، اقتصادکلان*، ترجمه حمیدرضا ابرادران شرکاء، علی پارسائیان، تهران، انتشارات دانشگاه علامه طباطبایی.

۳- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، *گزارش اقتصادی و ترازنامه* سال‌های مختلف

۴- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، *نماگرهای اقتصادی* سال‌های مختلف.

۵- برانسون، ولیام اچ، (۱۳۷۸)، *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*، ترجمه عباس شاکری، چاپ چهارم، نشر نی، تهران.

۶- تقوی، مهدی، *تراز پرداخت‌ها و رویکرد پولی نرخ ارز*، مجله اطلاعات اقتصادی و سیاسی، شماره‌های ۱۳۴-۱۳۳.

۷- جلالی نایینی، احمدرضا و خیابانی، ناصر، (۱۳۷۶)، *اثر متغیرهای کلان بر تراز تجاری ایران*، پژوهشنامه بازرگانی، فصلنامه شماره ۳، تابستان ۱۳۷۶.

۸- رحیمی بروجردی، علیرضا، (۱۳۷۷)، *تأثیر سیاست‌های جدید ارزی بر تجارت خارجی در ایران*، مجله تحقیقات اقتصادی، دانشگاه تهران.

۹- رحیمی بروجردی، علیرضا، (۱۳۷۷)، *سیاست‌های ارزی، الگوهای تجاری و ترازپرداخت‌ها*، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.

۱۰- رزاقی، ابراهیم، (۱۳۶۷)، *اقتصاد ایران*، نشرنی، تهران.

۱۱- نوفرستی، محمد، (۱۳۷۸)، *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

۱۲- سازمان برنامه و بودجه، دفتر کلان اقتصاد، *مجموعه آماری سری زمانی آمارهای اقتصادی، اجتماعی*.

۱۳- عسگری، منصور، (۱۳۷۹)، *تعیین ارتباط متقابل علت و معلولی و پویا بین رابطه*

مبادله و کسری حساب جاری با روش همگرایی در ایران، پژوهشنامه بازرگانی، فصلنامه شماره ۱۷.

۱۴- فلاحی، محمد علی، (۱۳۷۷)، *مطالعه ارتباط متقابل کسری‌های بودجه، کسری‌های بخش تجارت خارجی و نرخ ارز در اقتصاد ایران*، رساله دکتری، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، تهران.

۱۵- اپل یارد. دنیس آر و فیلد جونیور. آلفرد جی، (۱۳۷۸)، *مالیه بین‌الملل*، ترجمه: محمد علی مانی، نشر نی.

16- "Adjust rent policies and the current Account Balance: Empirical evidence from Sudan". (2001). Alamedin. A. Bawaga.

17- Alkhatib Alkswani, (1999). "The Twin Deficits Phenomenon in Petroleum Economy: Evidence from Saudi Arabia".

18- Bahmani – Oskooee, M. and A. Janardhanan, (1995), "Is There any Long-Run Relation between the Terms of Trade and Balance?", *Journal of Policy Modeling*, 17, 199-205

19- Bahmani- Oskooee, Mohsen and Sayeed Payesteh, (1993), "Budget deficit and the value of dollar: an application of Cointegration and Error Correction Modeling", *Journal of Macroeconomics*, vol, 15 (fall): pp 661 – 77

20- Cashin Paul & et. al, (1998). "Terms of Trade shocks and the Current Account", *IMF Working Paper*, WP/98/177

21- Cragwell.Roland.C and Samaroo.Sudesh. (1999). "Dynamic Modeling of the Current Accounts: Evidence from the Caribbean". *International Economic Journal*.V11, No4. pp: 39-50

22- Hoque, A. (1995), "Co-integration Relationship between Terms of Trade and Current Account Deficit, the Australian Evidence", *Applied Economic Ledtters*, 2,199-210

23- Kent Christopher, (1997), "the response of the current account to Terms of Trade shocks: A panel Data study", Economic Research Department, Reserve Bank of Australia,

24- Khan, MS and M.D. Knight, (1993), "Determinants of Current Account Balance of Non-Oil Developing Countries in the 1970: An Empirical Analysis", *IMF Staff Papers*, 30, 819-42

25- Loayzo. Normon. (1999). "Determinates of Current Account Deficits in developing countries". Work Bank, Policy Research, Working Papers. No 2398

26- Ostry Jonathan, (1988), "the Balance of Trade, the Terms of Trade and the real Exchange, An intertemporal optimizing framework", *staff paper*, IMF, Vol 35, No.4, pp:541-74

27- Persson, Torsten and Svensson Lars E.O. (1983), "Current Account

Dynamics and the Terms of Trade: Harberger- Laursen- Metzler, Two Generation Later", *NBER Working Paper*, No1129,

28- Rankin, Neil, (1994), "Quantity-Constrained Models of Open Economics", in *Handbook of International Macroeconomics*, edited by Freddric Van Der Ploeg,Basic Blackwell Ltd,pp.3-30

29- Van Wijnbergen, S. (1987), "Government Deficits, Private Investment and the Current Account: An Intertemporal Disequilibrium Analysis", *Economic Journal*, Vol.97, PP.596-615

پیوست

آزمون پایایی متغیر نرخ ارز واقعی (RER) با استفاده از آزمون پرون

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is RER
41 observations used for estimation from 1340 to 1380

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INTP	-743.9453	440.6882	-1.6881[.100]
DUT	-5749.4	6009.9	-.95666[.345]
DT	4.1498	4.3634	.95107[.348]
T	.55220	.32784	1.6844[.101]
DTB	34.7994	22.5184	1.5454[.131]
RER(-1)	.99360	.13341	7.4475[.000]

R-Squared	.79911	R-Bar-Squared	.77041
S.E. of Regression	17.1979	F-stat. F(5, 35)	27.8450[.000]
Mean of Dependent Variable	117.4978	S.D. of Dependent Variable	35.8921
Residual Sum of Squares	10351.8	Equation Log-likelihood	-171.5691
Akaike Info. Criterion	-177.5691	Schwarz Bayesian Criterion	-182.7098
DW-statistic	1.9153	Durbin's h-statistic	.52185[.602]

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is RER
41 observations used for estimation from 1340 to 1380

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INTP	-843.5077	427.5057	-1.9731[.056]
DUT	-33.6139	10.0823	-3.3340[.002]
T	.63234	.31641	1.9985[.053]
DTB	25.4507	20.2328	1.2579[.217]
RER(-1)	.90943	.099707	9.1211[.000]

R-Squared	.79392	R-Bar-Squared	.77102
S.E. of Regression	17.1750	F-stat. F(4, 36)	34.6720[.000]
Mean of Dependent Variable	117.4978	S.D. of Dependent Variable	35.8921
Residual Sum of Squares	10619.3	Equation Log-likelihood	-172.0921
Akaike Info. Criterion	-177.0921	Schwarz Bayesian Criterion	-181.3760
DW-statistic	1.8018	Durbin's h-statistic	.82427[.410]

خروجی‌های رایانه‌ای الگو به‌روش انگل - گرنجر OLS

نتایج براورد الگو به‌روش OLS

Dependent Variable: CD
Method: Least Squares
Date: 12/30/04 Time: 03:27
Sample: 1338 1380
Included observations: 43

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	913.5226	802.2083	1.138760	0.2625
BD	3.967741	1.806819	2.195981	0.0348
RER	-1.716646	1.012206	-1.695945	0.1716
TOT	9.660212	3.971229	2.432550	0.0202
XO	-0.310754	0.057151	-5.437379	0.0000
DM	10284.26	2087.791	4.925904	0.0000
DE	-8697.585	2815.433	-3.089252	0.0039
DOIL	-7016.501	2804.323	-2.502031	0.0172

R-squared	0.758034	Mean dependent var	-861.5698
Adjusted R-squared	0.709641	S.D. dependent var	4962.748
S.E. of regression	2674.175	Akaike info criterion	18.78691
Sum squared resid	2.50E+08	Schwarz criterion	19.11458
Log likelihood	-395.9186	F-statistic	15.66408
Durbin-Watson stat	2.113944	Prob(F-statistic)	0.000000

آزمون پایایی پسماند الگوی براورد شده به‌روش OLS

ADF Test Statistic	-5.413813	1% Critical Value*	-3.5973
		5% Critical Value	-2.9339
		10% Critical Value	-2.6048

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID01)
Method: Least Squares
Date: 12/30/04 Time: 03:29
Sample(adjusted): 1340 1380
Included observations: 41 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-1.308373	0.241673	-5.413813	0.0000
D(RESID01(-1))	0.229772	0.170565	1.347124	0.1859
C	78.30374	390.6446	0.200447	0.8422

R-squared	0.552823	Mean dependent var	7.471294
Adjusted R-squared	0.529287	S.D. dependent var	3636.970
S.E. of regression	2495.271	Akaike info criterion	18.55254
Sum squared resid	2.37E+08	Schwarz criterion	18.67792
Log likelihood	-377.3270	F-statistic	23.48875
Durbin-Watson stat	1.917514	Prob(F-statistic)	0.000000

خروجی‌های رایانه‌ای الگو به‌روش یوهانسون – یوسیلیوس (MLE)

وقفه بهینه مدل یوهانسون- یوسیلیوس

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: CD BD RER TOT
Exogenous variables: C
Date: 11/18/04 Time: 15:04
Sample: 1338 1380
Included observations: 40

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1056.958	NA	1.28E+18	53.04791	53.21680	53.10897
1	-959.9808	169.7103*	2.25E+16*	48.99904*	49.84348*	49.30436*
2	-947.5030	19.34067	2.76E+16	49.17515	50.69514	49.72473
3	-934.8597	17.06848	3.48E+16	49.34298	51.53853	50.13682

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

آماره رتبه همجمعی

Date: 12/30/04 Time: 04:05
Sample(adjusted): 1340 1380
Included observations: 41 after adjusting endpoints
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
Series: CD BD RER TOT XO
Exogenous series: DE DOIL DM
Warning: Critical values assume no exogenous series
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.698008	109.2661	76.07	84.45
At most 1 **	0.643179	60.17457	53.12	60.16
At most 2	0.279944	17.92320	34.91	41.07
At most 3	0.056382	4.457692	19.96	24.60
At most 4	0.049427	2.078311	9.24	12.97

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Trace test indicates 2 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.698008	49.09152	34.40	39.79
At most 1 **	0.643179	42.25137	28.14	33.24
At most 2	0.279944	13.46550	22.00	26.81
At most 3	0.056382	2.379381	15.67	20.20
At most 4	0.049427	2.078311	9.24	12.97

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

نتایج براورد به‌روش MLE

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

CD	BD	RER	TOT	XO	C
1.000000	-4.928395	3.640434	-6.389534	0.403296	-535.7082
	(0.64579)	(2.54404)	(4.16452)	(0.05915)	(819.911)

نتایج الگوی تصحیح خطای برداری (کوتاه‌مدت)

Dependent Variable: D(CD)
Method: Least Squares
Date: 12/30/04 Time: 20:48
Sample(adjusted): 1341 1380
Included observations: 40 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 14 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BD)	0.430720	0.438763	1.981669	0.0534
D(RER)	-3.599617	3.142619	-1.145419	0.2603
D(XO)	-0.604664	0.104097	-5.808660	0.0000
DM	4352.211	1621.255	2.684471	0.0113
DE	-5462.546	5209.803	-1.048513	0.3020
RESID01(-1)	-0.520840	0.139307	-3.738794	0.0007
AR(1)	-0.488803	0.166706	-2.932124	0.0061

R-squared	0.784657	Mean dependent var	-150.5450
Adjusted R-squared	0.745504	S.D. dependent var	5667.551
S.E. of regression	2859.143	Akaike info criterion	18.91206
Sum squared resid	2.70E+08	Schwarz criterion	19.20761
Log likelihood	-371.2412	Durbin-Watson stat	2.078195

Inverted AR Roots	-.49

نتایج تجزیه واریانس

Period	S.E.	CD	BD	RER	TOT
1	2579.884	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	2718.031	90.54755	0.871304	0.154829	8.426317
3	3145.337	68.03502	8.657637	2.556443	20.75090
4	3573.574	60.68529	8.972962	2.853469	27.48828
5	3857.589	56.17882	9.235002	2.988085	31.59809
6	4116.795	51.33122	10.07694	3.278276	35.31356
7	4384.519	47.74249	10.65119	3.498472	38.10785
8	4633.669	45.22953	10.94642	3.623017	40.20103
9	4863.790	43.06637	11.23909	3.736190	41.95835
10	5085.496	41.21514	11.51056	3.839772	43.43453

Cholesky Ordering: CD BD RER TOT

آزمون پایایی متغیرهای الگو در سطح و تفاضل مرتبه اول براساس آزمون دیکی - فولر

ADF Test Statistic	-2.966286	1% Critical Value*	-4.1958
		5% Critical Value	-3.5217
		10% Critical Value	-3.1914

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CD)
Method: Least Squares
Date: 11/18/04 Time: 13:45
Sample(adjusted): 1340 1380
Included observations: 41 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CD(-1)	-0.575780	0.194108	-2.966286	0.0053
D(CD(-1))	-0.050754	0.177909	-0.285282	0.7770
C	-219.4356	1618.363	-0.135591	0.8929
@TREND(1338)	-17.55511	64.56457	-0.271900	0.7872

R-squared	0.301275	Mean dependent var	-150.9341
Adjusted R-squared	0.244621	S.D. dependent var	5596.259
S.E. of regression	4863.849	Akaike info criterion	19.90952
Sum squared resid	8.75E+08	Schwarz criterion	20.07669
Log likelihood	-404.1451	F-statistic	5.317861
Durbin-Watson stat	2.019342	Prob(F-statistic)	0.003782

ADF Test Statistic	-7.459594	1% Critical Value*	-4.2023
		5% Critical Value	-3.5247
		10% Critical Value	-3.1931

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CD,2)
Method: Least Squares
Date: 11/18/04 Time: 13:46
Sample(adjusted): 1341 1380
Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CD(-1))	-1.914275	0.256619	-7.459594	0.0000
D(CD(-1),2)	0.401576	0.157157	2.555248	0.0150
C	643.7424	1752.280	0.367374	0.7155
@TREND(1338)	-45.56635	69.61227	-0.654574	0.5169

R-squared	0.726350	Mean dependent var	167.0375
Adjusted R-squared	0.703546	S.D. dependent var	9268.985
S.E. of regression	5046.738	Akaike info criterion	19.98551
Sum squared resid	9.17E+08	Schwarz criterion	20.15440
Log likelihood	-395.7102	F-statistic	31.85167
Durbin-Watson stat	1.954373	Prob(F-statistic)	0.000000

ADF Test Statistic	-1.964037	1% Critical Value*	-3.5973
		5% Critical Value	-2.9339
		10% Critical Value	-2.6048

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(BD)
Method: Least Squares
Date: 11/18/04 Time: 13:48
Sample(adjusted): 1340 1380
Included observations: 41 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BD(-1)	-0.252302	0.128461	-1.964037	0.0569
D(BD(-1))	-0.206531	0.158853	-1.300146	0.2014
C	1.981681	1.052667	1.882533	0.0674

R-squared	0.192882	Mean dependent var	0.090244
Adjusted R-squared	0.150402	S.D. dependent var	3.233095
S.E. of regression	2.980061	Akaike info criterion	5.092120
Sum squared resid	337.4689	Schwarz criterion	5.217503
Log likelihood	-101.3885	F-statistic	4.540554
Durbin-Watson stat	2.091748	Prob(F-statistic)	0.017053

ADF Test Statistic	-6.797543	1% Critical Value*	-3.6019
		5% Critical Value	-2.9358
		10% Critical Value	-2.6059

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(BD,2)
Method: Least Squares
Date: 11/18/04 Time: 13:50
Sample(adjusted): 1341 1380
Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BD(-1))	-1.739248	0.255864	-6.797543	0.0000
D(BD(-1),2)	0.304022	0.157024	1.936143	0.0605
C	0.169978	0.478353	0.355339	0.7244

R-squared	0.697703	Mean dependent var	0.015000
Adjusted R-squared	0.681363	S.D. dependent var	5.347635
S.E. of regression	3.018631	Akaike info criterion	5.119522
Sum squared resid	337.1489	Schwarz criterion	5.246188
Log likelihood	-99.39044	F-statistic	42.69814
Durbin-Watson stat	1.867791	Prob(F-statistic)	0.000000

ADF Test Statistic	-2.063033	1% Critical Value*	-4.1958
		5% Critical Value	-3.5217
		10% Critical Value	-3.1914

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TOT)
Method: Least Squares
Date: 11/18/04 Time: 13:52
Sample(adjusted): 1340 1380
Included observations: 41 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TOT(-1)	-0.191006	0.092585	-2.063033	0.0462
D(TOT(-1))	0.299652	0.163067	1.837606	0.0742
C	-6.172649	16.37630	-0.376926	0.7084
@TREND(1338)	-1.150684	0.964040	-1.193605	0.2402

R-squared	0.143222	Mean dependent var	-2.984390
Adjusted R-squared	0.073754	S.D. dependent var	51.35922
S.E. of regression	49.42898	Akaike info criterion	10.73142
Sum squared resid	90399.30	Schwarz criterion	10.89860
Log likelihood	-215.9941	F-statistic	2.061684
Durbin-Watson stat	1.911553	Prob(F-statistic)	0.122034

ADF Test Statistic	-4.281741	1% Critical Value*	-4.2023
		5% Critical Value	-3.5247
		10% Critical Value	-3.1931

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TOT,2)
Method: Least Squares
Date: 11/18/04 Time: 13:53
Sample(adjusted): 1341 1380
Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TOT(-1))	-0.908923	0.212279	-4.281741	0.0001
D(TOT(-1),2)	0.141798	0.169997	0.834119	0.4097
C	-10.80881	18.20075	-0.593866	0.5563
@TREND(1338)	0.366275	0.717873	0.510223	0.6130

R-squared	0.401126	Mean dependent var	1.689000
Adjusted R-squared	0.351220	S.D. dependent var	65.03553
S.E. of regression	52.38411	Akaike info criterion	10.84972
Sum squared resid	98787.40	Schwarz criterion	11.01861
Log likelihood	-212.9945	F-statistic	8.037599
Durbin-Watson stat	1.985592	Prob(F-statistic)	0.000315

ADF Test Statistic	-0.256113	1% Critical Value*	-2.6196
		5% Critical Value	-1.9490
		10% Critical Value	-1.6200

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RER)
Method: Least Squares
Date: 11/18/04 Time: 13:58
Sample(adjusted): 1340 1380
Included observations: 41 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RER(-1)	-0.012599	0.049192	-0.256113	0.7992
D(RER(-1))	0.139453	0.168168	0.829251	0.4120

R-squared	-0.004384	Mean dependent var	37.10073
Adjusted R-squared	-0.030137	S.D. dependent var	252.6897
S.E. of regression	256.4691	Akaike info criterion	13.97944
Sum squared resid	2565279.	Schwarz criterion	14.06303
Log likelihood	-284.5786	Durbin-Watson stat	2.077242

ADF Test Statistic	-3.037989	1% Critical Value*	-2.6211
		5% Critical Value	-1.9492
		10% Critical Value	-1.6201

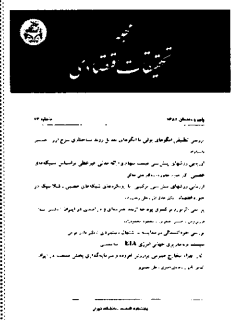
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RER,2)
Method: Least Squares
Date: 11/18/04 Time: 13:57
Sample(adjusted): 1341 1380
Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RER(-1))	-0.629622	0.207250	-3.037989	0.0043
D(RER(-1),2)	-0.278715	0.156479	-1.781161	0.0829

R-squared	0.478909	Mean dependent var	-3.338750
Adjusted R-squared	0.465197	S.D. dependent var	341.6106
S.E. of regression	249.8207	Akaike info criterion	13.92807
Sum squared resid	2371595.	Schwarz criterion	14.01251
Log likelihood	-276.5614	Durbin-Watson stat	2.006754

برگ درخواست اشتراک مجله تحقیقات اقتصادی



نام خانوادگی: ..... نام: .....

تحصیلات: ..... شغل: .....

نام سازمان: .....

نشانی: .....

.....

کد پستی: ..... صندوق پستی: ..... تلفن: .....

فاکس: ..... نام بانک و شماره فیش بانکی: .....

خواهشمند است برگ تکمیل شده اشتراک به‌همراه اصل فیش بانکی بـه حـساب شـماره ۱۸۷۱۱۷۲۹ بانک تجارت شعبه میدان انقلاب (قابل پرداخت در کلیه شعب) به‌نام دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، به نشانی زیر (یا شماره فاکس) ارسال شود.

تهران - خیابان کارگر شمالی، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، مجله تحقیقات اقتصادی
صندوق پستی ۶۴۴۵-۱۴۱۵۵ تلفن و فاکس: ۸۸۰۲۶۴۱۹ فاکس دانشگاه: ۸۸۶۳۳۷۴۴

بهای اشتراک سالانه (۶ شماره در سال): ۳۰۰۰۰ ریال

torm tahghighat eghtesadi.pdf; Plate 51

The Factors Affecting the Current Account Deficit of Iran

Reza Najarzadeh (Ph.D.)*

Vahid Shaghaghi Shahri (M.A.)**

Received: 2004/11/28 Accepted: 2005/5/20

Searching for policies to cut the current account deficit on one hand and improving the foreign balance of payments on the other, is one of the major tasks of every country's financial authorities. However, the interrelationships of trade, financial and exchange rate policies have made research in such fields cumbersome. Therefore, the knowledge of such bilateral relations paves the way for setting up macroeconomic policies in obtaining a well behaved foreign trade sector.

The purpose of this study is to evaluate the short run and the long run relationships of the factors affecting trade deficits during the period 1338-1380. The results indicate that there exists a long run interactive relation between the real budget deficit and the current account deficit. Secondly, implementing the devaluation of the home currency has not been a useful policy to cut the current account deficit. Also the terms of trade deterioration, i. e., a decrease in the ratio of the index of the export prices to import prices, has increased exports and improved the current account trade balance and in case of the presence of trade deficit, has lowered it.

JEL Classification: P45, F33, F34.

Key word: Current Account Deficit, Budget Deficit, Real Exchange Rate, Co-Integration.

* Faculty member of Tarbiat Modarres University - Iran.

** M.A. in Economics - Iran.

Comparrison of Classical and Bayesian Dynamic Models Effeciency in Modelling the Variations of Weekly Average Rate of US Dollar in Iran

Mohammadreza Meshkani (Ph.D.)*

Ali Fakhari (M.S.)**

Received: 2004/10/3 Accepted: 2005/7/5

Dynamism, variations in time, is the inherent characteristic of most economical phenomena. In econometrics, ignoring this dynamism may cause many problems due to over simplification of the problems. One such case occurs in application of static regression models to problems with dynamic nature. In so doing, one ignores the fact that the parameters of the model change in time, which may lead to misleading results.

In this paper, we intend to exhibit the importance of this negligence in the context of a practical problem, namely modelling the weekly average rate of conversion of us dollar into Iranian currency , Rial.

Thus, two approaches of static and dynamic modelling are compared with respect to their efficiency in tracking the path of the variations of the US dollar rate according to various criteria such as MAD and MSE of predictions. Using a dynamic time series model along with required interventions at outlier points superiority of the Bayesian dynamic model is shown.

JEL Classification: C22, F31.

Key word: Bayesian, Dollar, Dynamic Linear Model, Intervention, Modeling, Prediction, Regression, Time Series.

* Professor, Department of statistics shahid Beheshti University - Iran.

** Senior Statistician Ministry of Petroleum - Iran.

Measuring the Efficiency of Iranian Electricity Distribution Companies

Mohammad Ali Falahi (Ph.D.)*

Vahideh Ahmadi (M.A.)**

Received: 2004/12/20 Accepted: 2005/4/19

Using Data Envelopment Analysis (DEA), this paper examines relative performance of electricity distribution companies in Iran.Technical efficiency (overall and pure) and scale efficiency are calculated for 42 Iranian electricity distribution companies in 1381. In addition, total factor productivity growth based on Malmquist Productivity Index, is calculated for the companies during 1377-1380.

The results indicate that inactivity at optimum scale is the most important factor of inefficiency and labor acquirements have no effect on companies efficiency. In addition, most of companies are operating at increasing returns to scale area. Based on Malmquist Productivity Index, estimation of total factor productivity growth is negative during 1377-1380 which can be related to using old equipments in electricity distribution networks by the companies.

JEL Classification: D61, H21.

Key word: Data Envelopment Analysis, Technical Efficiency, Scale Efficiency, Malmquist Productivity Index, Electricity Distribution Companies, Iran.

* Assistant Professor, Ferdowsi University of Mashad - Iran. Email: falahi@ferdowsi.um.ac.ir

** Senior Economist. - Iran. Email : vahideh_ahmadi@yahoo.com

Social Capital and the Ways It Affects the Economy

Zahra (Mila) Elmi (Ph.D.)*

Mahmoud Share Pour (Ph.D.)**

Seyed Amir Hossein Hosseini (M.A.)***

Received: 2005/2/22 Accepted: 2005/5/17

This paper is to theoretically review the concept of *social capital* and six ways that this concept can affect economics. Social capital is a concept that states the quantity and quality of relations between members of a society. The more the social capital, the less the transaction cost, and the more opportunities available for mutually beneficial collective actions which means we may face fewer problems that result to *market failure.* The experimental literature of social capital has shown the importance of this concept in many economies. Most studies have shown the important role of social capital in some fields such as creation of human capital, efficiency of government, having more innovations, flow of information and achieving more economic growth.

JEL Classification: Z13, J24, O16, D80, O31, H1, Q40.

Key word: Social Capital, Human Capital, Financial Development, Flow of Information, Innovation, Government Efficiency, Economic Growth.

* Faculty member of Mazandaran University - Iran.

** Faculty member of Mazandaran University - Iran.

*** M.A. in Economics - Iran.

Estimation of Level and Distribution of Households' Human Capital: The Case of Iran

Rahman Saadat (Ph.D.)*

Kazem Yavari (Ph.D.)**

Received: 2005/1/10 Accepted: 2005/6/19

The purpose of this paper is to estimate the level and distribution of households' human capital in Iran. Using the combined Dagum approach and the latent variable techniques, the paper estimates the effects of social and economic variables on human capital in Iranian provinces. The empirical results show that the biggest and the smallest significant effects on households' human capital correspond respectively to the households income and marital status. The paper also shows that the 37 and 41 year-old individuals have the highest level of human capital in Iran.

JEL Classification: J24, J41.

Key word: Human Capital, Latent Variables, Dagum Approach.

* Faculty member of Tarbiat Modarres University - Iran.

** Ph.D. student, Tarbiat Modarres University - Iran.

Estimation and Evaluation of Consistancy of Economic Inequality Indices Using Microdata in Iran

Esmaiel Abounoori (Ph.D.)*

Esmaiel Snavandi (M.A.)**

Received: 2005/11/1 Accepted: 2005/7/5

Sencitivity in cultural, political, economical and social Inequality led to effort in measuring precition. So, different types of inequality indices are developed and the quality improvement is considered. Due to ever increasing Computer memory capacity and data processing speed, Electronic Cards and trasactions, evolution of information and Microdata phenomenon is emarging. Thus, the main purpose of this study has been to apply Microdata Distribution Expenditure (Income), in order to estimate with more precision the Economic Inequality in Iran and to use the opportunity for testing consistancy among the different inequalty indices in the distribution of income. The results indicate that the average urbanGini coefficient has signaficantly increased during (2000-2001) in compare with (1996-1999), while there has been no differece in the rural areas. According to the results, one may causiosly state that the beginning of the third 5-years develpping plan has started with increase in economic inequality. The down-up inequalty trend in urban areas and the up-down trend of inequality in rural areas during 1996 to 1999 indicate the lack of any definit and effective policy concerning the income distribution in Iran.

JEL Classification: C14, D31, D63.

Key word: Inequality, Coefficient of Variation, Gini Coefficient, Thiel Index, Dalton Index, Atchison Index, Microdata, Iran.

---

* Associate Professor of Econometrics & Social Statistics (Applied Economics), Department of Economics, University of Mazandaran, Babolsar - Iran.
Email: esmaiel.abounoori@gmail.com , abounoories@yahoo.com

** M.A. in Economics - Iran.

Dos Stock Exchange Market Is a Transmission Channel for Monetary Policy?

Gholamreza Keshavarz Haddad (Ph.D.)*

Omid Mahdavi (M.A.)**

Received: 2005/4/19 Accepted: 2005/3/12

Macroeconomists have tended to focus on the question whether money (or monetary policy) has any effect on stock market price. This article addresses this question by examining the relationship (predictability) between conditional stock market volatility and conditional money supply volatility in Iran based on monthly data covering the period of April 1991- March 2002.

Conditional volatilities are estimated using the Autoregressive Conditional Hetroscedastic (ARCH) and Generalized ARCH (GARCH) models. Relationship (predictability) between the conditional volatility in stock market return and other variables are examined by estimating a two variable Vector Auto Regressive (VAR) model. The variables are including growth of stock market price index (TEPIX) as a measure of return in stock market, growth of money supply (M_1), growth of credit supply to the private sector (CPS) and growth of exchange rate in the black market(ER). The results indicate that, stock market is not a transmission channel for monetary policy in Iranian economy.

JEL Classification: E44, C22.

Key word: Stock Market, Money Supply (M_1), Conditional Volatility, ARCH (GARCH), VAR, Monetary Transmission Mechanism.

* Assistant Professor, Sharif University - Iran.

** M.A. in Economics - Iran.

A Comparative Study of ARIMA Linear Method and Fuzzy Neural Networks Nonlinear Method in Estimating Urban Gas Demand

Mohammad Hossein Pourkazemi (Ph.D.)*

Amir Afsar (M.A.)**

Bijan Nahavandian (M.A.)***

Received: 2005/5/2 Accepted: 2005/7/15

In order to respond effectively to his clients, the National Gas Company needs to know about the amount of prevailing demand in every period. From the other hand, lack of information about the amount of subscription demand will in turn cause certain difficulties such as not knowing the number of required contractors, the absence of an appropriate inventory control for all kinds of needed gas consumption counters, etc.

In the last few decades, economists and management specialists have frequently used econometric methods for estimating demand. Today, among the available estimation methods, they are using the artificial neural networks methods and fuzzy models in many areas of applications and each of them have its own merits and limitations. A successful combination of these two methods, with emphasis on learning power of neural networks and logical performance of fuzzy model, have been transformed into a very powerful instrument that are now being applied in different contexts.

The main purpose of this article is to estimate the urban household gas subscription demand by using the ARIMA linear method and the fuzzy neural networks nonlinear method and to compare them on the basis of six performance criteria. The article concludes that, considering the six performance criteria, the fuzzy neural networks nonlinear method has supremacy over the ARIMA linear method for estimating the urban household gas subscription demand; therefore, it is more appropriate.

JEL Classification: C13, C32, C53.

Key word: Neural Networks, Fuzzy Model, ARIMA, Nonlinear Method, Demand Estimation, Urban Gas.

---

* Assistant Professor, Shahid Beheshti University - Iran.

** Graduate student, Tarbiet Medaress University - Iran.

*** Graduate student, Tarbiet Medaress University - Iran.

Ownership Structure and the Corporate Efficiency of Listed Companies in Tehran Stock Exchange Market

Abolghasem Mahdavi (Ph.D.)*

Ahmad Meidari (Ph.D.)**

Received: 2004/12/25 Accepted: 2005/10/12

To achieve high speed transition to market economy, policy makers in former Soviet Union and East European countries divested state-owned- enterprises to the public. This method, called voucher or mass privatization, was the main method of privatization in these countries. Different studies revealed that reducing ownership concentration through voucher privatization was not promising and deteriorated the enterprise efficiency. In Justice Equity Scheme, Iranian authorities have announced to devolve the ownership of state-owned- enterprises to the public. This paper is an attempt to find the effects of this dispersed ownership. After a brief survey on the experience of privatization in socialist countries, especially Czech republic, we have calculated the ownership concentration in Tehran Stock Exchange Market to compare the gains under different ownership structures. The results show that minor shareholding and small ownership lead to worsened economic performance of the enterprises.

JEL Classification: G32,G34.

Key Word: Efficiency, Ownership Concentration, Ownership Structure, Privatization, Post-Socialist Countries, Tobin's Q, Tehran Stock Exchange Market, Voucher.

* Assistant Professor, Faculty of Economics, University of Tehran - Iran.

** Ph. D. in Economics, University of Tehran - Iran.

Evaluation of the Employment Protection Indices in Iran

Mahmoud Motavasseli (Ph.D.)*

Mohammad Ghasemi (Ph.D.)**

Received: 2005/6/13 Accepted: 2005/10/12

Evaluating the impact of labor market regulations on various labor market variables requires these regulations to be quantified in the form of indices. This paper calculates two main indices: Job Security (JS) and Employment Protection Legislation (EPL) for regular employment. The evolution of JS shows that after some years of relatively low employment protection (1946-1957), JS increases more than three- fold after the introduction of compulsory severance pay for unjustified dismissals in the Third Labor Law (1959). After the approval of the new labor law in 1991, this index increased nearly two- fold compared to the previous law.

The quantity of EPL shows that the current Iranian Labor Law is the strictest law about dismissal protection of regular workers among 28 countries in the sample. In this law, the employers' power to dismiss is hardly restricted by procedural requirements, direct dismissal costs (notice and severance pay), prevailing standards and penalties for unfair dismissal.

JEL Classification: K31, J41, J63.

Key word: Labor Law, Firing Cost, Employment Protection Policy, Job Security (JS) Index, Employment Protection Legislation (EPL) Index.

* Professor, University of Tehran - Iran.

** Ph.D. Student of Economics, at Tehran University - Iran.

Determination of the Economic Value of the Irrigation Water Using Goal Programming Approach (Case Study of Shirvan Barzo Dam)

A.H. Chizari (Ph.D.)*

G.A. sharzehi (Ph.D.)**

A. Keramatzadeh (M.A.)***

Received: 2005/6/11 Accepted: 2005/12/6

Water shortage for agricultural crops and other consumptions is an important problem in arid and semi-arid areas. In such places, economic and population growth and the rising standards of life create situations where fresh water is economically scarce, thus posing barriers to investments in developing alternative sources. Water has economic value only when its supply is scarce compared to its demand. Scarce water takes on economic value because many users compete for its use. This paper develops a goal programming model for the determination of optimum cropping pattern and economic value of water in three regions. The objective function of the model is the minimization of deviation from the goals. In this paper we consider five goals and then economic value or shadow price of water will be obtained with sensitivity analysis of constraints. This model has been solved by Lindo package under 2002-2003 agricultural data to Shirvan Barzo Dam region in Shirvan which is located in the north of Khorasan province. The results of this paper show that the estimation of the economic value of water ranges between 56 and 2227 and Rials.

JEL Classification: Q12, Q25.

Key word: Goal programming, Economic value of water, Water input, Optimal Cropping pattern, Shirvan Barzo Dam.

---

* Assistant Professor of Agricultural Economics, Tarbiat Modares University - Iran.

** Associate Professor of Economics, Faculty of Economics, Tehran University - Iran.

*** Ph.D. Student of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares University - Iran.

The Estimation of the Effects of Economic Variables on the Development of Information Technology in Developing Countries

Hassan Sobhani (Ph.D.)*

Islam Mohammadi Gigloo (M.A.)**

Received: 2005/4/27 Accepted: 2005/7/5

This study investigates the effect of economic variables on development of IT in DCs. The results of estimating the econometric model using pooling data method (37 developing countries during 1998-2002) with the assumption of Common Intercept and with Cross Section Weights of data, show that development of IT in developing countries is a function of four demand-side determinants:

1- By increasing per capita GDP, more financial resources are released from essential needs and the possibility of investment in IT infrastructure and the demand for IT goods will be increased.

2- New technologies can be transmitted via channels such as imports and exports. Therefore the greater imports and exports of goods and services in a country (that is, the greater openness to the foreign trade) represent the more diffusion of IT.

3- The expansion of service sector is effective in IT adoption, because Information Technology is most applicable in service sector, especially in an Information-based service sector.

4- Educated people (human capital) are important in at least two ways. First, that educated people have comparative advantage in learning and implementing new technologies and second, that they can raise demand for digital production.

JEL Classification: D80.

Key words: Information Technology, Developing Countries, Economic Growth, Foreign Trade, Service Sector, Human Capital.

---

* Faculty Member of University of Tehran - Iran.

** Master of Energy, Economics and Marketing - Iran.