ششمین کنفرانس ملی
علوم انسانی و آموزش و پرورش با محوریت توسعه پایدار
6th National Conference on
Humanities and Education With a focus on sustainable development
www.mpconf.ir

رابطه بین کسورات بودجه و ورودی های سرمایه ای

زهرا زارع[1]، حامد شاکریان[2]

[1]دانشجوی کارشناسی ارشد، رشته آموزش زبان انگلیسی، گروه زبان انگلیسی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه علم و هنر، یزد، یزد، ایران

[2]دانشجوی دکتری تخصصی، رشته مدیریت صنعتی، گروه مدیریت، دانشکده اقتصاد؛ حسابداری؛ مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، آذربایجان شرقی، ایران

چکیده:

این تحقیق اکثر فدرال را روی ورودی های سرمایه ای ایالات متحده گزارش می کند .با توسعه کارهای قبلی بهمنی- اسکویی وپایسته (۱۹۹۴)مابر منطقی بودن حداکثر احتمال جدید عرضه شده بوسیله جانسن (۱۹۸۸)وجانسن ژولیوس (۱۹۹۰)برای انجام آزمایشات Cointegrationتاکید می کنیم .نتایج یک رابطه بلند مدت رابین کسورات بودجه و وردریهای سرمایه نشان می دهد .بعلاوه یافته های حاصل از مدلسازی خطا –اصلاح نشان می دهد که ناتعادلهای موقتی (کوتاه مدت)در بازارهای مالی به سرعت اصلاح میشوند وبنابراین مشخص میشود که بازارهاکارآمد هستند .

کلمات کلیدی:

کسورات بودجه، ورودی سرمایه، اقتصاد

I . مقدمه:

دریکی از نسخه های این مجله بهمنی –اسکویی وپاسته (۱۹۹۴)نشان داده اند که کسورات بودجه در ایالات متحده باعث جریانات ورودی سرمایه ای در دوره ۸۸-۱۹۷۳شده است .با استفاده از روش انتگرال گیری مضاعف دو مرحله ای براساس باقیمانده انجل –گانگر (۱۹۸۷)ومدل خطا اصلاح آنها کشف کردند که کسورات بودجه وجریانات ورودی هم انباشته هستند .آنها رابطه بین کسورات بودجه وجریانات ورودی سرمایه را براساس نرخ بهره افزایش یافته حاصل از وام گیری عمومی وبهبود انتظارات را براساس رشد اقتصادی یافته حاصل از محرکهای بودجه ،مشخص کنند. شواهد ارائه شده بوسیله بهمنی- اسکویی وپاسته (که بعد از این به آنها BPگفته میشود)سهم قابل توجهی در شناخت ما از اثر کسورات بودجه در اقتصادایفا می کنند .هدف از این یادداشت آن است که شواهد بیشتری را روی رابطه بین کسورات بودجه وجریانهای ورودی با استفاده از آزمایش اطلاعات به کمک روش Cointegrationجدیدی که بوسیله جانسن (۱۹۸۸)وجانسن وژولیوس(۱۹۹۰)ارائه شده است ،مطرح کنند .تحلیلهای بعدی نشان داده اند که تکنیک Cointegrationانجل – گارنگر با برخی نواقص اقتصادی مواجه است .نتایج ما همچنین وجود یک ارتباط طولانی مدت بین کسورات بودجه جریانهای داخلی سرمایه را نشان می دهد که بازارهای جهانی سرمایه بسیار کارآمد هستند .

IIمتدولوژی

روش Cointegrationانجل وگارنگر (که بعد از این EGنامیده می شوند)که بوسیله BPمورد استفاده قرار گرفته است با چندین نقص اقتصادی مواجه است .اول ،با نرجی ،دولادو،گالبرایت وهندری(۱۹۹۳)داوید سون وماکینون(۱۹۹۳)واستوک(۱۹۸۷)نشان داده اند که در برآوردهای حاصل از دستورالعمل EGیک نوع تعصب ،جانبداری برای نمونه کوچک وجود دارد .بعلاوه ،داویدسون وماکینون خاطر نشان کردند که یک R۲نسبتا کم ارزش از رگرسیون Cointegrationبایستی بعنوان یک اخطار در نظر گرفته شود .که براساس آن روش دو مرحله ای ممکن است خوب کار نکند .همچنین به وسیله با نرجی ،هندری ،اسمیت (۱۹۸۶)وبا نرجی وهمکارانش (۱۹۹۳)نشان داده شده است که اندازه کوچک نمونه در رگرسیون Cointegrationمبینی برباقی مانده EGبا مقدار R۲ نسبت عکس دارد .از آنجایی که مجموعه اطلاعات BPشامل فقط ۶۴ مشاهده است این مقدار می تواند درمعرض تغییر قرار گیرد نتایج Cointegration که در جدول ۲ نشان داده شده است .دارای مقادیر کم R 2 هستند . (۰/۳۲و۰/۵۴)BPهشدار دادن که این نتایج به صورت پیوسته بایستی اصلاح شوند نقطه ضعف روش EGنادیده گرفتن احتمال وجود رابطه Cointegratingچند گانه است .متغیرهای اقتصادی می توانند دارای بیش از یک رابطه بلند مدت در یک فضای متعادل یک پارچه شده باشند .سومین نقطه ضعف روش EGآن است که به شدت روی یک نتیجه کاملا همگرا تکیه دارد .واز برآوردحداقل مبعات فرعی (که ازاین به بعد به آن OLSمی نامیم)برای بدست آوردن پارامتربرآوردی از معادله بلند مدت یا یک پارچه استفاده می کند .با این حال برآوردهای OLSبه شدت به نرمال کردن اختیاری که در آن متغییر سمت چپ معادله رگرسیون یک پارچه انتخاب می شود حساس است .این مطلب نشان می دهد که نرمال کردن های اختیاری مختلف می تواند باعث نتایج تجربی متفاوتی گردد. چهارمین مشکل در رابطه با روش EGآن است که این روش در رگرسیون یک پارچه کننده دینامیک های کوتاه مدت را در نظر نمی گیرد .

در نظر نگرفتن دینامیک های کوتاه مدت باعث افزایش انحراف ،فقدان اطلاعات شده وبنابراین کارآیی پارامترهای مورد توجه در روابط یک پارچه شده را کاهش می دهد .سرانجام ومهمترین نکته آن است که روش EGمحقق را قادر نمی سازد تا انواع محدودیتها یا استثناعات مربوط به عناصر خاصی از بردارهای یک پارچه شده مشاهده شده را آزمایش کند .در آزمایش فرضیه های مرتبط با روابط بلند مدت اقتصادی این نقطه ضعف روش EGیک ضعف جدی محشوب می شود.روش حداکثر احتمال جانسن (۱۹۸۸)وجانسن وژولیوس(۱۹۹۰)(که از این به بعد به ترتیب به آنها J و JJ می گویم قادرمی سازد که به نواقص فوق ذکر روش EGغلبه کند .بعلاوه همان گونه که گنزالو (۱۹۹۴)درتحقیق منتکالو خودش نشان داده است .روش جانسن نسبت به سایر براوردها از پارامترهای بلند مدت حتی در حضور خطا های غیر نرمال ودینامیک های ناشناخته بهتر عمل می کند .روش مبتنی بر سیستم J و JJ یک چهار چوب بی طرفانه اقتصادی را برای تحلیل های ترکیبی از رفتار کوتاه مدت وبلند مدت متغییرهای بهره ارائه می کند .در روش یک پارچه کننده JJاز دو آزمایش حداکثر مقدار eigenوآزمایشات رهگیری برای تعیین تعداد بردارهای هماهنگ کننده استفاده شده است .در آزمایش حداکثر مقدار EGما فرضیه های خنثی ،بردارهای یک پارچه کننده rرا درمقابل بردارهای یک پارچه کننده r+1 آزمایش می کنیم .در آزمایش رهگیر فرضیه خنثی به این صورت است که مقابل بردارهای یک پارچه کننده rبردارهای عمومی دیگری وجود دارد .توضیحات کامل ومعاملات ریاضی مربوط به روش حداکثر احتمال جانسن را می توانید در دیکی ،جنسن وترنتن (۱۹۹۴)وماسکاتلی وحر(۱۹۹۲)J(۱۹۸۸)و JJ(۱۹۹۰)مشاهده کرد.

III .برآورد ونتایج

در بررسی رابطه بین کسورات بودجه وجریانهای سرمایه ای BPجریان داخلی سرمایه (CAI)را به عنوان جریان خالص سرمایه ای اصلاح شده فصلی وکسورات بودجه (BUS)را به عنوان کسر بودجه فدرال اصلاح شده فصلی ومتناوب اندازه گیری کرده است . آنان این منغییرهای نامی را همراه با متغییرهای بدون تورم CAIYو BUSYمورد تجزیه وتحلیل قرار دادن که در آن CAIو BUSبر تولید ناخالص ملی تقسیم شده است .در این مطالعه مانتایج را برای CAIYو BUSYگزارش می کنیم تعداد از محققان مطرح کردن که تاثیر کسر بودجه را بایستی با توجه به اندازه اقتصاد مورد بررسی قرار داد به همین دلیل وبرای تسهیل مقایسه با این مطالعات ما نتایج حاصل از مشخصات نسبی را گزارش کرده ایم .روش Cointegrationمستلزم بررسی قبلی تمامی سری های متغییری که در سیستم وجود دارند .برای یک پارچه سازی است برای Cointegrationتمامی متغییرها بایستی به روش مشابه یک پارچه شود. متغییری گفته می شود که در مرتبه اول یک پارچه شده است که I(1)اگر سری های آن با I(0)متفاوت باشند .در جدول ۱ ما یک مجموعه از آزمایشات تک ریشه ای برای حالت بدون تغییر را نشان داده ایم .بر اساس آزمایش کامل شده دیکی – فولر(ADF)فرضیه خنثی وجود یک ریشه واحد برای CAIYو BUSYدر پنج درصد سطح مشخص شده نادیده گرفته شود .برای اولین سری های تغییر کرده این متغییرها ΔCAIYو ΔBUSYریشه واحد فرضیه خنثی در پنج درصد سطح مشخص شده خذف شده است .مقادیر تاخیری در آزمایشات گزارش شده ADFبراساس تشخیص های جانبی انتخاب شده اند .به نحوی که تاخیر ها آنقدر بزرگ هستند که باقی مانه ها در رگرسیون های ADFوایت نویزهستند .در جدول ۱ ما همچنین نتایج آزمایش فیلیپس –پیرون (۱۹۸۸) را نشان داده ایم که امکان ایجاد شکل عمومی وابستگی سریال و hetroscedasticity فیلیپس – پیرون نشان دهنده نتایج آزمایشات ADF به استثنای متغیر CAIY در سطح خود است .

از آنجائیکه آمارهای تشخیص مشاهده شده از رگزسیون ADF برای این متغیر هیچ گونه غیر عادی بودن ، خود همبستگی یا hetroscedasticity را نشان نمی دهد ما برای CAIY از نتیجه آزمایش ADF استفاده می کنیم . جدول ۱ همچنین نتایج آزمایش یکنواخت j (۱۹۸۸) برای حالت بدون متغیر و با ثبات را نشان می دهد و یکی و پانتولا (۱۹۸۷) نشان دادند که آزمایش ADF (۱۹۸۱) در صورتی که واقعا بیش از یک ریشه واحد وجود داشته باشد ، می تواند باعث نتایج اشتباهی می گردد برای آزمایش اینکه ریشه های واحد متعددی وجود دارد می توان از آزمایش (یکی – پانتولا (۱۹۸۷) استفاده کرد. نتایج در جدول ۲ گزارش شده است . شواهد به روشنی نشان می دهد که هر دو سری CAIY و Busy دارای یک ریشه واحد هستند که به ما در تائید مجاز بودن آزمایش ADF کمک می کند . در مجموع ، شواهد تجربی گزارش شده در جداول ۱ و ۲ نشان می دهد که چون CAIYو Busy به صورت J(1) و $\Delta Busy, \Delta CAIY$ به صورت I(0) هستند ، بنابراین متغیرها در اولین اختلافها ، ایستا می باشند .جدول ۳ آزمایشات co integration مبتنی بر یک بردار خود همبستگی (VAR) از متغیرهای مشاهده شده $x' = (CAIY_2, Busy_2)$ را نشان می دهد. برای تسهیل مقایسه با BP(۱۹۹۴) دوره زمانی ۱۹۷۳I تا ۱۹۸۸ IV انتخاب شده است.جزئیات مربوط به اطلاعات بکار گرفته شده در این تحقیق را می توان در BP (۱۹۹۴) پیدا کرد. یک طول بهینه تاخیری بر اساس معیار شوارتز بایسین کریتریون (SBC) انتخاب شده است. تحلیل ها نشان داده اند که در بخشهای باقیمانده معادله همراه با تاخیر انتخاب شد یک همبستگی سریال وجود دارد. نتایج Caiutegration عمدتاً افزایش طول تاخیری VAR را تاکید می کند. برآوردهای نشان داده شده در جدول ۳ نشان می دهند که یک بردار یکپارچه کننده بین متغیرهای CAIY و Busy وجود دارد. مسیر واقعی و آمارهای eignevale حداکثر که از مقادیر بحرانی تجاوز کرده اند ، فرضیه های صفر مبنی بر عدم وجود بردار یکپاچه کننده در ۹۵٪ سطح عینی را رد می کند با اینحال هر دو آمار مربوط به مسیر و حداکثر ejgnevalue در رد کردن فرضیه های صفر (بی اثر) مبنی بر اینکه تعداد بردارهای یکپارچه کننده کمتر یا معادل با مقدار آن و سطح عینی ۹۵٪ است با مشکل مواجه می شوند. بنابراین نتایج وجود یک رابطه اقتصادی منحصر به فرد و بلند مدت را بین CAIY و Busy تائید می کند. از آنجائیکه هیچ انحراف متمایز به سمت بالا را در اطلاعات نمی توان پیدا کرد ، برای تعیین وجود یک انحراف خطی موجود در اطلاعات از آزمایش نسبت احتمال (LR) jj (۱۹۹۵) استفاده کرده ایم . همانگونه که در جدول ۴ مشاهده می شود ، آمار LR این فرضیه را که یک انحراف انحراف خطی وجود دارد ، رد می کند و ما نتیجه می گیریم که این فرصتی است که یک مقدار ثابت را در بردار cointengreating وارد کنیم .برای وارد کردن مفهوم اقتصادی به بردار یکپارچه کننده ، ما بردار را با مقدار منفی گزارش شده از ضریب CAIY نرمال می شود . بنابراین رابطه نرمال مثال خطی بلند مدت به شرح زیر است :

$$CAIY = - 0/0209-0/9943\ Busy$$

از آنجاییکه کسر بودجه به صورت در آمد دولت منهای مخارج پرداخت های آن تعریف می شود ، اگر کسورات باعث وارد شدن سرمایه گردد ما انتظار داریم که ضریب متغیر Busy منفی باشد بنابراین علامت ضریب busy متناسب با فرضیه اقتصادی بکار گرفته شده بود. و مقدار آن کمی بزرگتر از ۰/۷۷- است که بوسیله BP گزارش شده بود .

همانگونه که در جدول ۴ نشان داده شده است ، نتایج آزمایش LR نشان می دهند که برای بخش ثابت و ضریب Busy از فرضیه خنثی بین مدلهای محدود شده و مدلهای محدود نشده هیچ اختلاف مشخصی در ۹۹٪ سطح ایمنی رد می شود . بنابراین ، نتایج برآورد شده این دیدگاه را تائید می کنند که در ایالات متحده در طی دوره نمونه کسورات بودجه و جریان ورودی سرمایه ای یک لینک بلند مدت را تشکیل داده و کسورات بودجه جذب سرمایه خارجی گردیده است . بوسیله EG(۱۹۸۷) نشان داده شده است که سریهای یکپارچه شده دارای یک وضعیت خطا – اصلاح (EC) است و مکانیسم خط و اصلاح به این نکته تاکید دارد که متغیرها یکپارچه شده اند . بنابراین مدلسازی خطا – اصلاح یک آزمایش جانشین دارای مشاهده رابطه اقتصادی بلند مدت متعادل بین متغیرها را ارائه می کند . بردار باقیمانده تاخیری $RESDS_{t-1}$ رگرسیون cointegrating بعنوان یک مفهوم خطا – اصلاح استفاده شده است تا دینامیک های کوتاه مدت فرضیه را توضیح دهد . یک مدل ساده دینامیک خطا – اصلاح پیش بینی شده است و نتایج در جدول ۵ نشان داده شده است . ضریب عبارت خطا – اصلاح $RESDS_{t-1}$ منفی است و در سطح ۱٪ کاملا متفاوت از صفر است . این نتایج همچنین وجود یکپارچگی بین CAIY و busy را تایید میکند . بعلاوه آزمایشات تشخیص برای وجود غیر نرمالی ، مشخصات خط و hetero secedusticity هیچکدام ازاین حالات را مشخص نمی کنند ، البته آزمایش LM برای وجود همبستگی سریال برخی احتمالات برای همبستگی سریال را مطرح می کند بنابراین ما نتیجه می گیریم که نتایج کاملاً مشهود و قدرتمند هستند . به طور متوسط ، مقدار ضریب عبارت خطا اصلاح که به آن ضریب سرعت اصلاح نیز گفته می شود ، نشان می دهد که نزدیک ۹۹٪ متغیر در سرعت اصلاح صفر نیست ، نشان داده می شود که دلیل گرانگر برای متغیرهای یکپارچه شده معتبر است . مقدار بزرگ ضریب سرعت اصلاح کم عملیات قوانین محدود کننده انتقال موثر و ارتباط اطلاعات و نبود کنترلهای سرمایه ای در بازار مالی ایالات متحده ، بوجود آمده است . این کار آمدی بدون شکل در طی دوره مورد مطالعه افزایش یافته است و در سالهای بعد توسعه یافته است . این نتایج همچنین مطرح می کنند که جریانهای سرمایه ای همانند نیرویی برای تخفیف شکلی که ممکن است به علت کسورات بودجه بوجودآید ، عمل می کنند . نتایج مطرح شده در اینجا را می توانید با مطالعاتی که تاثیر کسورات بودجه را روی متغیرهای مهم اقتصادی بررسی می کنند ، مقایسه نمایید . با استفاده از روشهای دیگر این مطالعات کشف کردند که کسورات بودجه باعث افزایش نرخ بهره بلند مدت می گردد و لی در نرخهای کوتاه مدت اثری ندارد . بعلاوه کشف کردند که جریان های داخلی سرمایه افزایش نرخ بهره را تضعیف می کند در حالیکه اوانز (۱۹۸۵) و دارات (۱۹۹۰) کشف کردند که کسورات بر نرخهای بلند مدت بهره اثر نمی گذارد و نمی توانند کنترلی روی جریان های سرمایه ای داشته باشند.به طور خلاصه ، نتایج ارائه شده در اینجا منطبق با مطالعاتی است که روی کسورات بودجه بود. و نشان می دهد که کسورات نرخ بلند مدت بهره را افزایش می دهد. در واقع ، تغییرات بلند مدت نرخ بهره می توانند جریانهای به سمت داخل سرمایه را جذب کند.

خلاصه و نتیجه گیری

در این یادداشت تحقیق تجربی با مطالعه قبلی BP را که مطرح می کرد که آیا یک ارتباط بلند مدت بین کسورات بودجه و جریانهای ورودی سرمایه در ایالات متحده در طی دوره ۸۸-۱۹۷۳ وجود دارد ، گسترش دادیم .

با بکارگیری تکنیکهای اقتصادی سنجی که بوسیله JJ,J مطرح شده اند و مدلسازی خطا اصلاح ، ما کشف کردیم که در طی دوره نمونه کسورات بودجه و جریان داخلی سرمایه مستقیما بهم مرتبط هستند و این متغیرها در بلند مدت و به طور قراردادی نسبت به یکدیگر تغییری نخواهند کرد . بعلاوه بی تعادلی کوتاه مدت در بازارهای مالی که باعث جذب جریان های سرمایه ای خارجی می گردد و به سرعت اصلاح می شود. نشان می دهند که این بازارها کار آمد هستند. این نتایج مطابق با این گفته است که جریانهای داخلی سرمایه ای همانند یک نیرو برای تخفیف مشکل بی نظمی عمل می کند. دستورالعملهای آماری اقتصادی بکار گرفته شده در این مطالعه، بر نقاط ضعف روش BP که در تحقیق خودش استفاده کرد، غلبه می کند و به وضوح نتیج گیری می شود که کسورات بودجه جریانهای داخلی سرمایه را ایجاد می کند.

پیوست ها:

Table 1. **Unit Root Tests**

Variables	ADF Test	Phillips-Perron Test	Johansen Test
CAIY	−2.0996(6)	−6.9507(5)*	0.7389(6)
ΔCAIY	−4.3009(6)*	−22.380(5)*	17.6987(6)*
BUSY	−2.0830(4)	−3.2600(5)	2.0736(6)
ΔBUSY	−3.9700(4)*	−10.273(3)*	14.4862(6)*

Notes: ADF regressions contain a constant and a time trend. Lags in parentheses. For ADF and Phillips-Perron tests reported here, the 5 percent and 10 per cent significance levels are −3.50 and −3.18, respectively (see Fuller, 1976). The 5 percent rejection region for the Johansen statistic, J, is $\{J \in R | > 9.094\}$ (Johansen and Juselius, 1990).
*The null hypothesis of the presence of a unit root is rejected at the 5 percent level.

Table 2. **Dickey-Pantula Sequential Tests**

$$\Delta^3 X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta^2 X_{t-1} + \alpha_2 \Delta X_{t-1} + \alpha_3 X_{t-1}$$

Variable	α_1	α_2	α_3
CAIY	−4.5679*	−9.0507*	−1.2435
BUSY	−7.1064*	−5.8522*	−1.5439

Note: *The null hypothesis $\alpha_1 = 0$ is rejected at the 95% level.
Source: See Dickey and Pantula (1987) and Fuller (1976).

Table 3. **Johansen Cointegration Tests**

	Null Hypothesis	Alternative Hypothesis	Actual Statistic	Critical Values (95%)
I. Maximal Eigenvalue Tests	$r = 0$	$r = 1$	46.4093*	15.752
	$r \leq 1$	$r = 2$	3.3708	9.094
II. Trace Tests	$r = 0$	$r \geq 1$	49.7801*	20.168
	$r \leq 1$	$r = 2$	3.3708	9.094

Notes: r is the number of cointegrating vectors. VAR lag length = 1. The critical values are from Johansen and Juselius (1990).
*Denotes a rejection of the null hypothesis of no cointegration at the 5 percent significance level.

Table 4. **Inferences on the Long-run Relationships**

Test	Test Statistic	Critical Value
Linear Trend $[\chi^2 = 1]$	0.2605	3.8415
β_0^* $[\chi^2 = 1]$	19.5442**	6.6349
β_1^* $[\chi^2 = 1]$	26.3888**	6.6349

Notes: β_0^* and β_1^* are the parameters of the cointegrating equation.
**indicates significant at the 1 percent level.

Table 5. **An Error-Correction Model**

Regressor	Dependent Variable: ΔCAIY
CONSTANT	0.0002
	(0.1447)
$\Delta BUSY_{t-1}$	0.5142
	(2.0066)*
$RESID_{t-1}$	−0.9864
	(−7.8298)**
Other Statistics	
$\bar{R}^2$	0.51
DW	2.16
F	32.46
LM***	11.17
RESET***	2.29
NORM***	2.08
HET***	0.51

Notes: *t*-values in parentheses. *significant at the 5 percent level. **significant at the 1 percent level. ***observed chi-square values.

منابع و مراجع:

1. -. 1981. “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” Econometrica, 49: 1057-1072.
2. -. 1985. “Federal Borrowing and Short Term Interest Rates: Reply,” Southern Economic Journal, 52(2): 560-561.
3. -. 1990. “Structural Federal Deficits and Interest Rates: Some Causality and Cointegration Tests,” Southern Economic Journal, 56(3): 752-759.
4. 1994. “Federal Budget Deficits, Interest Rates, and International Capital Flows: -’ A Further Note,” The Quarterly Review of Economics and Finance, 34: 117-120.
5. Abell, John D. 1990. “The Role of the Budget Deficit during the Rise in the Dollar Exchange Rate from 1979-1985,” Southern Economic Journal, 57: 66-74.
6. Arize, A. 1994. “A Reexamination of the Demand for Money in Small Developing Economies,” Applied Economics, 26: 2 17-2 18.
7. Bahmani-Oskooee, Mohsen and Sayeed Payesteh. 1994. “Do Budget Deficits Cause Capital Inflows? Evidence from the United States,” The Quarterly Review of Economics and Finance, 34: 63-74.
8. Banerjee, Anindya, D.F. Hendry, and G.W. Smith. 1986. “Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence,” Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48: 253-277.
9. Banerjee, Anindya, J.J. Dolado, J.W. Galbraith and D. F. Hendry. 1993. Co-integration, Error-correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data. Oxford: Oxford University Press.
10. Barth, James R., G.R. Iden, and F.S. Russek. 1985. “Federal Borrowing and Short Term Interest Rates: Comment,” Southern Economic Journal, 52(2): 554-559.
11. Boswijk, P. and P. Franses. 1992. “Dynamic Specification and Cointegration,” Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54: 369-38 1.
12. Brazelton, W. Robert. 1994. “An Empirical Note on Deficits, Interest Rates and International Flows,” Quarterly Review of Economics and Finance, 34(l): 113-l 16.
13. Cebula, Richard J. 1990. “Federal Government Budget Deficits and Interest Rates: Reply,” Southern Economic Journal, 56(3): 804-806.
14. Cebula, Richard J. and James V. Koch. 1989. “An Empirical Note on Deficits, Interest Rates, and International Capital Inflows,” The Quarterly Review of Economics and Business, 29: 121-126.
15. Cebula, Richard J. and Willie J. Belton. 1993. “Government Budget Deficits and Interest Rates in the United States: Evidence for Closed and Open Systems Put into Perspective: 1955-89,” Public Finance/Finance Publiques, 48: 188-209.
16. Darrat, Ali F. 1988. “Have Large Budget Deficits Caused Rising Trade Deficits?,” Southern Economic Journal, 54(4): 879-887.
17. Davidson, Russel and J.G. Mackinnon. 1993. Estimation and Inference in Econometrics. Oxford: Oxford University Press.

18. Dickey, David A. and S.G. Pantula. 1987. "Determining the Order of Differencing in Auto regressive Processes," Journal of Business and Economic Statistics, 15: 455-461.
19. Dickey, David A., D.W. Jensen and D.L. Thornton. 1994. "A Primer on Cointegration with an Application to Money and Income." Pp. 2-45 in Cointegration for the Applied Economist, edited by B. Rao. New York: St. Martin's Press.
20. Dickey, David and W.A. Fuller. 1979. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," Journal of the Ametican Statistical Association, 74: 427-431.
21. Enders, Walter. 1995. Applied Econometric Time Series. New York: John Wiley and Sons.
22. Engle, R.F. and G.W.J. Granger. 1987. "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," Econometrica, 55: 251-276.
23. Evans, Paul. 1985. "Do Large Deficits Produce High Interest Rates?," American Economic Review, 75: 68-87.
24. Fuller, Wayne. 1976. Introduction to Statistical, Time Series. New York: John Wiley and Sons.
25. Gonzalo, Jesus. 1994. "Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships," Journal of Econometrics, 60: 203-233.
26. Hoelscher, Gregory P. 1983. "Federal Borrowing and Short Term Interest Rates," Southern Economic Journal, 50(2): 3 19-333.
27. Hoelscher, Gregory P. 1986. "New Evidence on Deficits and Interest Rates," Journal of Money, Credit and Banking, IS: 1-l 7.
28. Holden, Darryl and P. Perman. 1994. "Unit Roots and Cointegration for the Economist." Pp. 47- 112 in Cointegration for the Applied Economist, edited by B. Rae, New York, St. Martin's Press.
29. Johansen, $&en. 1988. 'Statistical Analysis of Cointegration Vectors." Journal of Economic Dynamics and Control, 12: 23 1-254.
30. Johansen, Stiren, and K. Juselius. 1990. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52: 169-2 10.
31. Juselius, K. and C.P. Hargreaves. 1992. "Long-run Relations in Australian Monetary Data." Pp. 249-285 in Macroeconomic Modelling of the Long Run, edited by C. P. Hargreaves. Vermont: Edward Elgar.
32. Muscatelli, V.A. and S. Hurn. 1992. "Cointegration and Dynamic Time Series Models," Journal of Economic Surveys, 6: l-43.
33. Ostrosky, Anthony L. 1990. "Federal Government Budget Deficits and Interest Rates: Comment," Southern Economic.Journal, 56(3): 802-803.
34. Phillips, Peter C.B. and Pierre Perron. 1988. "Testing for a Unit Root in Time Series Regressions," Biometrika, 75: 335-346.
35. Rao, Bhaskara (ed.). 1994. Cointegration for the Applied Economist. New York: St. Martin's Press.

36. Sereletis, Apostolos. 1993. “Money and Stock Prices in the United States,” Applied Financial Economics, 3 : 5 l-54.
37. Stock, J.H. 1987. “Asymptotic Properties of Least-squares Estimators of Co-integrating Vectors,” Econometrica, 55: 1035-1056.
38. Taylor, Mark. 1993. “Modeling the Demand for U.K. Broad Money, 1871-1913,” The Review of Economics and Statistics, 75: 112-l 17.