

مقدمه

اگر سیاست مالی انبساطی یا انقباضی باعث تحریک و افزایش یا کاهش مصرف خصوصی شود، سیاست مالی دارای اثرات کینزی است و در غیر این صورت، دارای اثرات غیرکینزی است. حال اگر طی یک دوره مشخص، علاوه بر اثرات کینزی، اثرات غیرکینزی سیاست مالی نیز مشاهده شود، گفته می‌شود که سیاست مالی دارای اثرات غیرخطی است. وقتی اثرات سیاست مالی، غیرخطی باشد، دولت باید دوره‌های کینزی و غیرکینزی را مشخص کند و سیاست‌های متفاوتی را در دوره‌های مختلف بکار برد. در دوره‌هایی که سیاست مالی غیرکینزی است، برای تحریک مصرف خصوصی، باید مخارج دولتی کاهش یا درآمد مالیاتی افزایش یابد. در دوره‌هایی که سیاست مالی بر مصرف خصوصی اثرات کینزی دارد، باید با افزایش مخارج دولتی یا کاهش مالیات، مصرف خصوصی تحریک شود. علاوه بر این، اگر بتوان عوامل مؤثر بر تغییر رژیم از کینزی به غیرکینزی و بالعکس را نیز مشخص کرد، این امکان برای سیاست‌گذاران فراهم می‌شود تا با مشاهده آن عوامل، رژیم آتی را پیش‌بینی و سیاست‌های متناسب با آن اعمال کنند.

در بیشتر مطالعات موجود در زمینه تأثیر سیاست مالی بر مصرف خصوصی، امکان غیرخطی بودن اثرات آن تا حدودی مدنظر بوده است. در این مطالعات، با استفاده از متغیر مجازی، دوره مورد مطالعه را به دوره‌های خوب، بد یا نرمال و غیرنرمال تقسیم و چگونگی تأثیر سیاست مالی را در هر دوره به صورت مجزا بررسی کرده‌اند. مطالعه Carmignani (2007), Schclarek (2007), Aarle & Garretsen (2003), Perotti (1999), Giavazzi & Pagano (1996), Tagkalakis (2008), Hoppner & Wesche (2001) و Wang & Gao (2011) از این دسته‌اند. (۱۳۹۰) از این دسته‌اند. Hoppner & Wesche (2001) و Wang & Gao (2011)، با استفاده از روش چرخش مارکوف^۱، سطح آستانه را به صورت درون‌زا مشخص کرده‌اند. Hoppner & Wesche (2001) با مطالعه اثرات تغییرات مخارج دولتی و درآمدهای مالیاتی دولت، نشان دادند که سیاست مالی در کشور آلمان طی دوره‌های (۷۴-۱۹۷۲)، (۸۲-۱۹۷۹) و (۹۳-۱۹۹۲) دارای اثرات غیرکینزی بوده است. Wang & Gao (2011)، نیز نشان دادند که سیاست مالی در چین به طور معنی‌داری دارای اثرات غیرخطی است، به طوری که در سال‌های (۱۹۸۰-۱۹۷۸) و (۱۹۹۷-۱۹۸۴)، تأثیر مالیات و مخارج دولتی بر مصرف خصوصی، غیرکینزی بوده است.

آنچه این مطالعه را از دیگر مطالعات موجود در این زمینه، متمایز می‌سازد، مد نظر قرار دادن تغییرات قیمت نفت بر اثرات سیاست مالی است و بررسی اینکه آیا تغییر قیمت نفت می‌تواند به ایجاد

اثرات غیرکینزی سیاست مالی منجرشود یا نه؟. بنابراین، در مجموع می‌توان گفت که در این مقاله، اثرات غیرخطی سیاست مالی در ایران طی دوره (۱۳۸۹:۴-۱۳۷۲:۲) با به کارگیری روش چرخش مارکوف، بررسی شده است. بدین منظور، بعد از برآورد الگو به روش احتمال انتقال ثابت^۱ (FTP) و تعیین ضرایب متغیرهای تابع مصرف در هر دو رژیم، با بهره‌گیری از روش احتمال انتقال متغیر با زمان^۲ (TVTP)، نیز به آزمون تأثیر متغیرهای نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی و تغییرات قیمت نفت بر احتمال تغییر رژیم، می‌پردازیم.

مقاله در پنج قسمت تنظیم شده است؛ مبانی نظری پژوهش در قسمت دوم، ساختار الگو در قسمت سوم و یافته‌های تجربی پژوهش در قسمت چهارم و در پایان نیز، جمع‌بندی و پیشنهادهایی ارائه شده است.

مبانی نظری: اثرات غیرخطی سیاست مالی

پس از آن که (Giavazzi & Pagano 1990) به اثرات غیرخطی سیاست مالی در دانمارک و ایرلند پی‌بردند، تاکنون، پژوهشگران فرضیه‌های متفاوتی را برای توجیه این پدیده، مطرح و آزموده‌اند. اثرات غیرخطی سیاست مالی در اقتصادهای مختلف، ممکن است به دلایل متفاوتی رخ دهد. در این مقاله، تلاش شده است تا این عوامل در سه دسته کلی بررسی شود؛ عوامل طرف تقاضا، عوامل طرف عرضه و درآمد نفت در کشورهای صادرکننده نفت. عوامل طرف تقاضا، از طریق دو کانال اثر ثروت و انتظارات؛ عوامل طرف عرضه، از طریق بازار کار؛ و درآمد نفتی، از طریق پس‌انداز احتیاطی، هزینه تعدیل و توزیع بین نسلی نفت، باعث ایجاد اثرات غیرخطی سیاست مالی می‌شوند. در ادامه، به اختصار این کانال‌ها را توضیح می‌دهیم.

علل اثرات غیر خطی سیاست مالی از دیدگاه تقاضا

وجود اثرات غیرخطی سیاست مالی از دیدگاه تقاضا، معمولاً از طریق دو کانال قابل توجیه است؛ کانال اثر ثروت و کانال انتظارات.

کانال اثر ثروت

با فرض ثبات دیگر شرایط، افزایش مخارج دولتی، که از طریق مالیات‌های یک‌جا^۳ تأمین مالی

1. Fixed Transition Probabilities
2. Time- Varying Transition Probabilities
3. Lump-Sum

می‌شود، ارزش فعلی درآمد بعد از کسر مالیات را کاهش می‌دهد و بنابراین با ایجاد اثر منفی ثروت، به کاهش مصرف منجر می‌شود (Gali et al., 2005). در نتیجه، در اقتصاد شاهد اثرات غیرکینزی سیاست مالی خواهیم بود. این در حالی است که Tagkalakis (2008) معتقد است با وجود محدودیت‌های نقدینگی، اثر ثروت در رکود ضعیف‌تر از رونق خواهد بود، زیرا در دوران رکود، تعداد کمتری از مردم به بازارهای مالی دسترسی دارند، بنابراین انبساط مالی، اثرات کینزی خواهد داشت و بر مصرف خصوصی اثر مثبت خواهد گذارد. در دوران رونق، تعداد کمتری از مردم با مشکل محدودیت نقدینگی مواجه هستند. در این دوره، خانوارها به دلیل عدم اطمینان از درآمد آتی خود، ترجیح می‌دهند تا پس‌انداز کنند و از این رو، سیاست مالی انبساطی به کاهش مصرف منجر خواهد شد.

کانال انتظارات

الگوهای متمرکز بر کانال انتظارات، تکمیل کننده کانال اثر ثروت هستند. بر اساس این الگوها، تغییرات مخارج جاری دولت، انتظارات در مورد تغییرات آتی سیاست مالی را شکل می‌دهد. یک تعدیل موقت بزرگ، منجر خواهد شد تا عواملان اقتصادی به طور دائمی، انتظار مالیات‌های کمتری در آینده داشته باشند. در نتیجه، درآمد دائمی خانوار افزایش می‌یابد و باعث افزایش مصرف در حال و آینده می‌شود. شرایط اولیه مالی (مانند میزان بدهی و کسری مالی) یا میزان تعدیل مالی (مانند تغییر در نسبت کسری یا تغییرات مخارج دولت) از عوامل تأثیرگذار بر انتظارات افراد درباره سیاست مالی آتی هستند، بنابراین می‌توانند از عوامل مؤثر بر غیرخطی بودن سیاست مالی، محسوب شوند (Wang & Gao, 2011).

Giavazzi & Pagano (1996)، از جمله افرادی بودند که پس از مطالعه اثر سیاست مالی بر مصرف خصوصی در نوزده کشور عضو OECD، در فاصله (۱۹۹۲-۱۹۷۰)، اندازه و شدت تعدیل مالی و همچنین شرایطی که تحت آن، سیاست مالی اعمال می‌شود را توجیهی برای اثرات غیرکینزی سیاست مالی دانستند. Sutherland (1997)، با مطالعه پویایی‌های بدهی دولت و تأثیر آن بر توزیع بین‌نسلی مالیات مورد انتظار، نشان داده است که قدرت تأثیر سیاست مالی می‌تواند بسته به سطح بدهی تغییر کند. یعنی، در سطوح متوسط بدهی، سیاست مالی اثرات سنتی کینزی خواهد داشت و در این شرایط، نسل حاضر انتظار دارد که افزایش مالیات ناشی از افزایش مخارج جاری دولت در دوره بعد - که احتمالاً نسل جاری زنده نخواهد بود یا به دلیل افزایش جمعیت، مالیات کمتری خواهد پرداخت - صورت پذیرد. بنابراین، با افزایش مخارج دولت، مصرف خصوصی افزایش می‌یابد. وقتی بدهی دولت بسیار زیاد باشد، نسل حاضر می‌دانند که به احتمال قوی باید در همین دوره مالیات زیادی پرداخت کنند. بنابراین در این شرایط، کسری مالی می‌تواند اثرات انقباضی به دنبال داشته

باشد. یعنی، سیاست مالی اثرات غیرکینزی خواهد داشت.

نتایج مطالعه Perotti (1999) نیز نشان می‌دهد که در شرایط بدهی زیاد (نسبت زیاد بدهی به GDP)، تکانه مخارج، تأثیر غیرکینزی بر مصرف خصوصی دارد، اما زمانی که بدهی دولت کم باشد، این تکانه، اثر کینزی خواهد داشت.

البته موارد ذکر شده در صورتی تحقق می‌یابد که دولت مخارج خود را بیشتر از طریق مالیات تأمین مالی کند. افزایش امکانات مالی دولت، نقش مصرف‌کننده خصوصی را کاهش می‌دهد و رابطه بین مخارج دولتی و مصرف خصوصی را تضعیف می‌کند. علاوه بر این، اگر فرض شود که افراد در یک دوره محدود زندگی می‌کنند، ممکن است افزایش مالیات ناشی از افزایش مخارج فعلی، در دوره‌های بعد اتفاق افتد. در نتیجه افزایش مخارج، به افزایش مصرف خصوصی منجر می‌شود (Jonsson, 2008).

علل اثرات غیرخطی سیاست مالی از دیدگاه عرضه

دیدگاه اثرات غیر خطی سیاست مالی از طرف عرضه را (Alsina & Giavazzi & Pagano (1990) و (1997) perotti مطرح کرده‌اند. در این دیدگاه، بر اثرات تعدیل مالی بر نهاده‌های بازار کار و هزینه‌های کار تأکید می‌شود (Denis & Quinet, 2002) و بر اساس آن، اثرات غیرخطی سیاست مالی بر عرضه نیروی کار نشان داده می‌شود. اگرچه اثر ثروت ناشی از کاهش دائمی در مخارج دولت، بر تقاضا اثر انبساطی دارد، اما می‌تواند عرضه نیروی کار را کاهش دهد. اگر مصرف و فراغت هر دو کالاهایی نرمال باشند، افراد ثروتمندتر میلند از هر دو بیشتر مصرف کنند، بنابراین کمتر کار خواهند کرد. به دلیل اثر جانشینی استاندارد، افزایش در مالیات بر درآمد، تمایل به کار و در نتیجه عرضه نیروی کار را کاهش می‌دهد. بنابراین، کاهش مخارج دائمی دولت - که از مالیات تأمین می‌شود - می‌تواند دو اثر مخالف هم بر عرضه نیروی کار داشته باشد؛ اثر ثروت، آن را کاهش و اثر جانشینی، آن را افزایش دهد. اگر کاهش در مخارج دولت، موقتی باشد، اثر ثروت کوچک اما اثر جانشینی نسبتاً بزرگ خواهد بود. بنابراین، با کاهش موقت مخارج، اثر جانشینی و با کاهش دائمی آن، اثر ثروت غالب خواهد شد (6-7) (Alsina & perotti). در دیدگاه مذکور، فقط اثرات غیرخطی سیاست مالی بر بازار نهاده نشان داده می‌شود و این در حالی است که برخی پژوهشگران با بیان ارتباط بین بازار کار و محصول، اثرات غیرخطی سیاست مالی بر مصرف خصوصی را بررسی کرده‌اند.

در الگوهای تعادل عمومی که Hansen (1951) و Charlesworth (1956) مطرح کرده‌اند، به طور ضمنی کمبود در بازار کالا، با کاهش در میل به کار کردن و در نتیجه، کاهش در محصول مرتبط است.

Barro & Grossman (1971, 1974) نیز به پیروی از ایشان، الگوی - عدم تعادل - را مطرح کردند. بر اساس این الگو، در شرایطی که اقتصاد با کمبود مواجه است (مانند دوران جنگ)، مازاد تقاضا برای کالاهای موجود باعث می‌شود تا خانوارها کمتر کار کنند و بیشتر پس‌انداز کنند (Osband, 1991). در این شرایط افزایش مخارج مصرفی دولت، به افزایش قیمت در بازار سیاه کالا منجر می‌شود و به دلیل ثابت بودن قدرت خرید افراد، پس‌انداز افزایش و مصرف خصوصی، کاهش می‌یابد. بدین ترتیب، اثرات افزایش مخارج دولتی بر مصرف خصوصی غیرکینزی خواهد بود. مطالعه Wang & Gao (2011) نیز حاکی از آن است که بر اساس الگوی عدم تعادل بارو - گراسمن، ویژگی‌های بازار کالا و کار در قبل از اواسط ۱۹۹۰، دلیل وجود اثرات غیرخطی سیاست مالی در چین بوده است.

اثرات غیرخطی سیاست مالی در کشورهای صادرکننده نفت

از آنجا که بخش اعظم مخارج دولت در کشورهای صادرکننده نفت از فروش نفت خام تأمین می‌شود، به نظر می‌رسد نحوه تأثیر تغییر مخارج دولت بر مصرف خصوصی در این کشورها از آنچه بیان شد، متفاوت باشد. نوسانات شدید و قیمت‌های غیر قابل پیش‌بینی نفت، پیش‌بینی سطح مخارج و اجرای سیاست مالی بهینه را با مشکل روبرو می‌کند. (Baldini (2005) با مطالعه سیاست مالی در کشورهای تولید کننده نفت نشان داد که بین نوسانات مخارج دولتی و نوسانات درآمد، همبستگی مثبت و در حقیقت معنی‌داری وجود دارد، یعنی با افزایش یک درصدی نوسانات درآمد دولتی، نوسانات مخارج حدود ۱/۱ درصد افزایش می‌یابد. این پژوهشگر، نوسانات درآمدی کشورهای نفتی را - که درصد اعظم درآمد خود را با فروش نفت به دست می‌آورند - را ناشی از ظرفیت‌های متغیر تولید، تقاضای نامطمئن برای نفت و فعالیت سرمایه‌گذاران در بخش نفت به دلیل شرایط جغرافیای سیاسی می‌داند. نتایج مطالعه Husain *et al.* (2008) نیز حاکی از وجود رابطه قوی بین مخارج دولت و قیمت‌های نفت در کشورهای صادرکننده نفت^۱ طی سال‌های (۲۰۰۷-۱۹۹۱) است.

بنابراین می‌توان گفت به دلیل همبستگی مخارج و درآمد نفتی، نوسانات قیمت نفت در مخارج دولتی منعکس خواهد شد و اجرای سیاست‌های مالی، به تغییرات قیمت نفت، بستگی خواهد شد. نفت یک منبع طبیعی تجدیدنپذیر است و از نظر Engle & Valdes (2000)، هنگام استفاده از این ثروت فناپذیر، سه موضوع مهم مطرح خواهد شد: توزیع بین نسلی منبع طبیعی، پس‌انداز احتیاطی و

۱. این کشورها شامل الجزیره، ایران، کویت، لیبی، نیجریه، عمان، عربستان سعودی، امارات متحده عربی، یمن و نروژ بودند.

هزینه تعدیل. به سخن دیگر، هنگام استفاده از درآمدهای نوسانی حاصل از فروش نفت، باید توسعه پایدار و توزیع مناسب بین نسل‌های حال و آینده مدنظر قرار گیرد. همچنین ماهیت نامطمئن درآمدهای آتی، به افزایش پس‌اندازی منجر می‌شود که اصطلاحاً پس‌انداز احتیاطی نام دارد. هزینه تعدیل نیز هزینه‌هایی است که به دنبال افزایش یا کاهش ناگهانی مخارج دولت (به دنبال تغییرات ناگهانی قیمت نفت) بر اقتصاد تحمیل می‌شود. لحاظ کردن هر یک از عوامل بالا در کشورهای تولید کننده نفت، ممکن است بتواند به تأثیر غیرخطی سیاست مالی بر مصرف خصوصی منجر شود، طوری که به رغم افزایش مخارج دولت، مصرف بخش خصوصی کاهش یابد یا بدون تغییر باقی بماند.

روش پژوهش و ساختار الگو

الگوی چرخش مارکوف

الگوهای خودرگرسیون آستانه‌ای^۱ Tsay (1989)، الگوی خودرگرسیون با انتقال ملایم^۲ Luukkonen *et al.* (1998) و الگوی چرخش مارکوف^۳ Hamilton (1989)، از معروف‌ترین الگوهای غیرخطی و شامل تغییر رژیم هستند. الگوهای خودرگرسیون آستانه‌ای و چرخش مارکوف، انتقال ناگهانی بین رژیم‌ها را مشخص می‌کنند، در حالی که پویایی‌های الگوی STAR، انتقال ملایم بین دو رژیم را بررسی می‌کنند (Kim & Bhattacharya, 2009).

دو تفاوت مهم نیز بین الگوی چرخش مارکوف و الگوهای TAR یا STAR وجود دارد؛ نخست اینکه، الگوی چرخش مارکوف اطلاعات مقدماتی کمتری نسبت به دو الگوی دیگر وارد می‌کند. همچنین، تابع انتقال در الگوی چرخش مارکوف، به راحتی با استفاده از داده‌ها برآورد می‌شود اما در دو الگوی دیگر، تصریح تابع انتقال مستلزم انتخاب یک متغیر انتقال است که کاری مشکل است. دوم اینکه، تغییر رژیم در الگوی چرخش مارکوف، به طور درون‌زا تعیین می‌شود اما در دو الگوی دیگر، از پیش تعیین شده است (Deschamps, 2008).

بنابراین به نظر می‌رسد در بین الگوهای غیرخطی، الگوی چرخش مارکوف، الگوی مناسب‌تری برای بررسی اثرات غیرخطی سیاست مالی بر مصرف خصوصی است. Hoppner & Wesche (2001) و Wang & Gao (2011)، نیز با استفاده از الگوی چرخش مارکوف، اثرات غیرخطی سیاست مالی را

1. Threshold Autoregressive Model (TAR)
2. Smooth Transition Autoregressive Model (STAR)
3. Markov Switching Model (MS)

بررسی کرده‌اند. در ادامه، الگوی چرخش مارکوف را به اختصار توضیح می‌دهیم:

فرض کنید، متغیر نشان‌دهنده رژیم (کینزی یا غیرکینزی)، غیر قابل مشاهده باشد که به طور درون‌زا با استفاده از داده‌ها برآورد می‌شود، بنابراین توزیع مشترک S_t و Y_t به صورت زیر بیان می‌شود:

$$f(Y_t, S_t | \psi_{t-1}) = f(Y_t | S_t, \psi_{t-1}) f(S_t | \psi_{t-1})$$

$$f(Y_t | S_t, \psi_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma(S_t)}} \exp\left\{-\frac{\varepsilon^2(S_t)}{2\sigma^2(S_t)}\right\} \quad (1)$$

$$S_t = i \quad i = 1, \dots, n$$

معادله (۱)، تابع چگالی نرمال شرطی برای رژیم $S_t = i$ را نشان می‌دهد که در آن Y_t متغیر مورد مطالعه (در این مقاله، مصرف خصوصی) ψ_{t-1} و در برگزیده اطلاعات در زمان $t-1$ است. تابع درست‌نمایی به صورت زیر بیان می‌شود که می‌تواند با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی تکراری برآورد شود.

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln \left\{ \sum_{i=0}^1 f(Y_t | S_t, \psi_{t-1}) \Pr(S_t = i | \psi_{t-1}) \right\} \quad (2)$$

که در آن، $\Pr(S_t = i | \psi_{t-1})$ احتمال بودن در وضعیت ۰ یا ۱ در دوره t را نشان می‌دهد. بنابراین تابع حداکثر درست‌نمایی، میانگین وزنی تابع چگالی برای دو رژیم است که در آن، وزن، احتمال بودن در رژیم ۰ یا ۱ است.

برای برآورد الگو، ابتدا باید یک فرآیند تصادفی را در نظر بگیریم که احتمال $\Pr(S_t = i | \psi_{t-1})$ را تعیین کند. در اینجا یک فرآیند مارکوف مرتبه اول در نظر گرفته می‌شود که در آن احتمال بودن در یک وضعیت خاص در زمان t فقط بستگی به وضعیت قبلی در زمان $t-1$ دارد. در این صورت، احتمال انتقال به صورت رابطه ۳ تعریف می‌شود:

$$P = \Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) \quad (3)$$

$$1 - P = \Pr(S_t = 0 | S_{t-1} = 1)$$

$$q = \Pr(S_t = 0 | S_{t-1} = 0)$$

$$1 - q = \Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 0)$$

در ابتدای زمان، احتمالات به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\Pr(S_t = i | \psi_{t-1}) = \sum_{j=0}^1 \Pr(S_t = i | S_{t-1} = j) \Pr(S_{t-1} = j | \psi_{t-1}) \quad (4)$$

که در آن $\Pr(S_t = i | S_{t-1} = j)$ به صورت رابطه (3)، تعریف شده است. در پایان هر دوره، احتمالات با استفاده از فیلتر تکراری زیر، به روز می‌شود:

$$\Pr(S_t = i | \psi_t) = \Pr(S_t = i | \psi_{t-1}, Y_t) = \frac{f(Y_t | S_t, \psi_{t-1}) \Pr(S_{t-1} = i | \psi_{t-1})}{\sum_{i=0}^1 f(Y_t | S_t = i, \psi_{t-1}) \Pr(S_{t-1} = i | \psi_{t-1})} \quad (5)$$

که $f(Y_t | S_t, \psi_{t-1})$ در رابطه (1)، تعریف شده است.

الگوی چرخش مارکوف با استفاده از یک مسیر بهینه‌یابی غیرخطی بازگشتی¹ برآورد می‌شود. مقادیر اولیه برای بهینه‌یابی با به کارگیری الگوریتم EM به دست می‌آید. Hamilton (1990)، نشان داده است که این الگوریتم همگرایی پایداری را به سمت حداکثر تابع درست‌نمایی نمایش می‌دهد حتی اگر مقادیر اولیه از مقدار حداکثر، فاصله زیادی داشته باشند.

احتمال انتقال ثابت² (FTP) و احتمال انتقال متغیر با زمان³ (TVTP)

احتمال انتقال ثابت به این معنی است که احتمال چرخش رژیم، مستقل از زمان یا هر متغیر دیگری است که بر وضعیت اقتصاد مؤثر باشد. در این صورت، طول مدت مورد انتظار یک رژیم در یک نقطه مشخص از زمان، ثابت است و با فرمول $\frac{1}{1-P}$ برای رژیم (1) و فرمول $\frac{1}{|1-q|}$ برای رژیم (0) مشخص می‌شود.

این در حالی است که اگر p و q به صورت $P = \frac{\exp(p_1)}{1 + \exp(p_1)}$ و $q = \frac{\exp(q_1)}{1 + \exp(q_1)}$ بیان شوند،

1. Recursive
2. Fixed Transition Probabilities
3. Time- Varying Transition Probabilities

علاوه بر این که همواره مقادیری بین ۰ و ۱ خواهند داشت، شرایطی فراهم می‌شود که احتمال انتقال متغیر ایجاد شود. روش TVTP را نخستین بار، (Filardo (1994 در مطالعه‌ای با موضوع ادوار تجاری مطرح کرد. وی با بهره‌گیری از این روش، متغیرهای تأثیرگذار بر احتمال انتقال در فرآیند مارکوف را مشخص کرد. با شناسایی این متغیرها، می‌توان احتمال انتقال بین رکود و رونق را پیش‌بینی کرد. اگر Z_t برداری از تمامی متغیرهای مؤثر بر احتمال تغییر رژیم باشد، احتمال انتقال متغیر با زمان، (TVTP)، به صورت رابطه (۶) بیان می‌شود:

$$P_t = \Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 1, Z_{t-1}) = \frac{\exp(p_1 + Z'_{t-1} p_2)}{1 + \exp(p_1 + Z'_{t-1} p_2)} \quad (6)$$

$$q_t = \Pr(S_t = 0 | S_{t-1} = 0, Z_{t-1}) = \frac{\exp(q_1 + Z'_{t-1} q_2)}{1 + \exp(q_1 + Z'_{t-1} q_2)}$$

تابع حداکثر درست‌نمایی نیز به همان روش قبلی، به کار گرفته می‌شود، با این تفاوت که در این قسمت به جای احتمالات ثابت p و q ، ضرایب p_1, q_1, p_2, q_2 برآورد خواهند شد (Hoppner & Wesche, 2001). ضرایب p_1, q_1 نیز نشان می‌دهند که متغیرهای Z_t بر احتمال باقی ماندن در هر رژیم چه تأثیری دارند. ضرایب p_2, q_2 نیز نشان می‌دهند که متغیرهای Z_t ، تا چه میزان، بر احتمال انتقال از هر رژیم به رژیم دیگر مؤثرند.

شکل تابعی تابع مصرف

برای بررسی اثرات غیر خطی سیاست مالی بر مصرف خصوصی، به پیروی از (Giavazzi & Pagano (1990،

تابع مصرف زیر برآورد می‌شود:

$$\Delta C_t = \alpha_1(S_t) + \alpha_2(S_t)\Delta G_t + \alpha_3(S_t)\Delta T_t + \alpha_4\Delta Y_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

که در آن، ΔC_t تغییرات لگاریتم مصرف بخش خصوصی^۱، ΔG_t ، تغییرات لگاریتم مخارج دولت، ΔT_t ، تغییرات لگاریتم مالیات، ΔY_t ، تغییرات لگاریتم درآمد قابل تصرف^۲ و، S_t متغیر وضعیت است که بین دو حالت ۰ و ۱ تغییر می‌کند. در ابتدا با به کارگیری الگوی چرخش مارکوف و با استفاده از روش FTP، معادله (۷) برآورد و ضرایب $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ در رژیم ۲ $S_t = 0$ (رژیم کینزی) و $S_t = 1$ (رژیم

۱. به علت عدم پایداری داده‌های درآمد در سطح، از تغییرات لگاریتمی متغیرها استفاده شده است. نتایج آزمون پایداری دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته نشان می‌دهد که تمامی متغیرها در سطح پایا هستند.
 ۲. به علت فقدان داده‌های مربوط به درآمد قابل تصرف، از آمار درآمد سالانه خانوار استفاده شده است. این داده‌ها با بهره‌گیری از روش محاسباتی (Gondolfo (1981 از نرم افزار ایویوز نسخه ۶ (Eviews) فصلی سازی شده است.

غیرکینزی^۱ محاسبه می‌شود. اما ضریب α_4 ، یعنی ضریب درآمد، بدون چرخش برآورد می‌شود. به سخن دیگر، انتظار بر این است که درآمد همواره دارای تأثیری مثبت بر مصرف خصوصی باشد و نباید در رژیم‌های مختلف، اثر متفاوتی داشته باشد. در ادامه، برای تعیین عوامل مؤثر بر احتمال باقی ماندن در یک رژیم یا انتقال به رژیم دیگر، از روش TVTP استفاده می‌شود. در این مرحله، متغیرهای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی برای آزمون اثر ثروت و نسبت بدهی به GDP برای آزمون اثر انتظارات و تغییرات قیمت نفت به عنوان متغیرهای توضیحی استفاده خواهد شد.

نتایج تجربی

در این مطالعه، معادله (۷) برای داده‌های فصلی دوره^۲ (۱۳۸۹:۴-۱۳۷۲:۲) برآورد شده است. قبل از برآورد الگوی چرخش مارکوف، به منظور اطمینان از صحت انتخاب الگوی غیرخطی برای تحلیل تأثیر سیاست مالی بر مصرف خصوصی، از آزمون نسبت درست‌نمایی استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون مذکور که در جدول (۱)، آمده است حاکی از آن است فرضیه صفر مبنی بر پیروی از الگوی خطی در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون نسبت درست‌نمایی

مقدار حداکثر درست‌نمایی حاصل از الگوی خطی	مقدار حداکثر درست‌نمایی حاصل از الگوی غیرخطی	آماره نسبت درست‌نمایی	آماره بحرانی χ^2 در سطح اطمینان ۹۵٪ با درجه آزادی ۷
۱۴۱	۱۵۵/۴	۲۸/۷	۱/۲۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش (با استفاده از نرم‌افزار متلب و ایویوز نسخه ۶)

۱. در مطالعات انجام شده با استفاده از الگوی چرخش مارکوف، معمولاً با استفاده از دو روش قابل تشخیص است: الف) بر اساس نظریه، ب) با استفاده از نرم‌افزار. در این مقاله با توجه به نظریه‌های موجود، فقط دو رژیم کینزی و غیرکینزی، در نظر گرفته شده است که بر اساس نتایج به دست آمده در جدول (۲)، رژیم (۰)، کینزی و رژیم (۱)، غیرکینزی است.
۲. انتخاب دوره زمانی، به علت محدودیت آماری بدهی‌های کوتاه‌مدت دولت است.
۳. درجه آزادی برابر است با تفاضل تعداد پارامترهای برآورد شده در الگوی خطی و غیرخطی، منهای دو برابر تعداد رژیم.

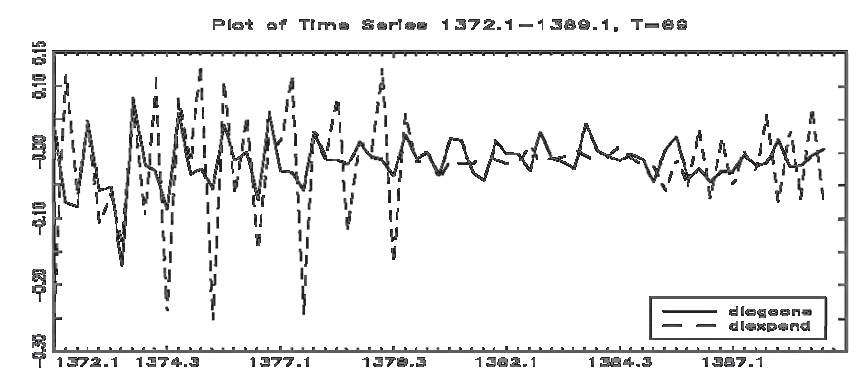
در ادامه با استفاده از نرم افزار متلب^۱، ضرایب $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ برآورد و ماتریس انتقال که شامل احتمالات ثابت p و q است، مشخص می‌شود. علاوه بر این، نحوه اثرگذاری تغییرات لگاریتمی نسبت بدهی‌های کوتاه‌مدت دولت به تولید ناخالص داخلی و تغییرات لگاریتمی قیمت نفت^۲ نیز بر احتمال ماندن یا انتقال در هر رژیم برآورد می‌شود. نتایج حاصل از برآورد الگو در جدول (۲)، آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، عرض از مبدأ دارای اثر منفی و معنی‌دار است، مخارج دولتی در رژیم ۰، دارای ضریب مثبت و در رژیم ۱، دارای ضریب منفی و در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار است. ضرایب مالیات در رژیم ۰، در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار نیست اما در رژیم ۱ مثبت و معنی‌دار است. ضریب درآمد نیز مطابق با انتظارات یعنی مثبت و معنی‌دار است. ضریب واریانس نیز در هر دو رژیم مثبت و معنی‌دار است.

ماتریس انتقال محاسبه شده نیز نشان می‌دهد که احتمال باقی ماندن در رژیم ۰، ۰/۸۴ بوده و احتمال انتقال از رژیم ۰ به ۱، برابر با ۰/۱۶ است. بنابراین رژیم ۰، رژیمی جاذب است، اما احتمال باقی ماندن در رژیم ۱، برابر با ۰/۰۱ و احتمال انتقال از ۱ به ۰، نیز ۰/۹۹ است. بدین ترتیب، طول مدت رژیم ۰ تقریباً برابر با ۶ فصل و طول مدت رژیم ۱ برابر با ۱ فصل است^۳. به عبارت دیگر در طی دوره مورد بررسی، طول دوره‌ای که در آن سیاست مالی دارای اثر کینزی است، ۶ برابر مدتی است که سیاست مالی در آن اثر غیرکینزی دارد. علاوه بر این، رژیم کینزی رژیمی جاذب بوده و به‌کندی به غیرکینزی چرخش می‌یابد. بر عکس، اگر اقتصاد در وضعیت غیرکینزی باشد به احتمال ۰/۹۹ به کینزی چرخش می‌یابد.

این در حالی است که نتایج مطالعات Hoppner & Wesche (2001) و Wang & Gao (2011) نشان می‌دهد که در هر دو کشور چین و آلمان، هر دو رژیم کینزی و غیرکینزی، وضعیت‌هایی پایدار دارند. در کشور آلمان، طول مدت رژیم کینزی دو برابر غیرکینزی اما در کشور چین، طول مدت رژیم غیرکینزی بیشتر از کینزی است. در نمودار (۱)، تغییرات لگاریتمی مخارج مصرفی واقعی خصوصی و دولتی ترسیم شده است. همان‌طور که نمودار مذکور نشان می‌دهد، طی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۷۲ و ۱۳۸۹-۱۳۸۴، مخارج دولت ضمن داشتن نوسانات شدید، حرکتی هم‌جهت با مصرف خصوصی دارد. به عبارت دیگر، طی این سال‌ها، سیاست مالی دارای اثر کینزی بر مصرف خصوصی است. اما در فاصله

۱. بدین منظور از برنامه نوشته شده توسط Zhuanxin Ding در MALTAB استفاده شده است. در این برنامه، دو روش FTP و TVTP به طور هم‌زمان انجام می‌شود و نیازی به برآوردهای مجزا نیست.
۲. داده‌های قیمت نفت از سایت U.S. Energy information Administration و دیگر داده‌های اولیه از بانک مرکزی جمع‌آوری شده است. همچنین از مقادیر واقعی متغیرها استفاده شده است.
۳. نحوه محاسبه طول مدت هر رژیم در قسمت (۳-۲) توضیح داده شده است.

بین سال‌های (۱۳۸۴-۱۳۸۰)، مخارج دولتی ضمن داشتن روندی ملایم، در برخی فصول، حرکتی مخالف جهت مسیر مصرف خصوصی داشته است. بنابراین می‌توان گفت اثرات غیرکینزی سیاست مالی بر مصرف خصوصی در این فاصله زمانی، به وقوع پیوسته است.



نمودار ۱: تغییرات لگاریتمی مخارج مصرفی دولت و مصرف خصوصی واقعی
 مأخذ: یافته‌های پژوهش (با استفاده از نرم افزار جی مالتی نسخه ۴)
 یادداشت: خطوط خط چین، تغییرات لگاریتمی مخارج مصرفی دولت و خطوط ممتد، مصرف خصوصی را نشان می‌دهد.

نتایج حاصل از برآورد الگو به روش TVTP نشان می‌دهد که تغییرات لگاریتمی نسبت بدهی‌های کوتاه‌مدت دولت به تولید ناخالص داخلی و تغییرات لگاریتم قیمت نفت، هیچ یک نمی‌تواند بر احتمال باقی ماندن در رژیم ۰ و یا انتقال از رژیم ۰ به ۱، تأثیری داشته باشد. البته عدم تأثیرگذاری بدهی دولت بر احتمال باقی ماندن در رژیم کینزی یا انتقال به غیرکینزی به دلیل وجود دیگر امکانات مالی دولت، مطابق انتظار است، اما نکته جالب توجه این است که تغییرات قیمت نفت نیز نمی‌تواند بر احتمال تداوم رژیم کینزی یا انتقال به غیرکینزی، مؤثر باشد. برآوردها یکبار دیگر نیز با استفاده از تغییرات لگاریتمی قیمت نفت با دو وقفه و همچنین با در نظر گرفتن نرخ رشد تولید ناخالص داخلی برای آزمون فرضیه اثر ثروت، تکرار شد اما نتیجه برآوردها حاکی از آن است که متغیرهای مذکور نیز بر احتمال باقی ماندن در رژیم کینزی یا انتقال به رژیم غیرکینزی، اثری نداشتند.

به بیان دیگر می‌توان گفت، نتایج حاصل از برآورد الگو به دو روش چرخش مارکوف با احتمال

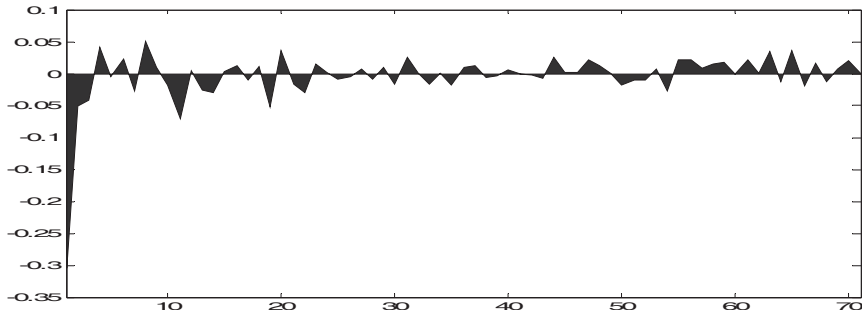
ثابت و متغیر با زمان نشان می‌دهد که اثر سیاست مالی بر مصرف خصوصی، طی دوره مورد مطالعه، غیرخطی است و سیاست مالی شامل دو رژیم کینزی و غیرکینزی است. از بین این دو رژیم، رژیم کینزی غالب است و با احتمال زیاد در دوره مورد مطالعه، بر اقتصاد ایران حاکم بوده است. در ادامه تلاش شده است تا عوامل مؤثر بر چرخش رژیم از کینزی به غیرکینزی و بالعکس مشخص شود. نتایج نشان می‌دهد که هیچ یک از دو کانال ثروت (نرخ رشد اقتصادی)، کانال انتظارات (نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی) و حتی تغییرات قیمت نفت بدون وقفه و همراه با دو وقفه، قادر به توضیح این مسئله نبوده است.

جدول ۲: نتایج برآورد معادله شماره (۷) برای داده‌های فصلی (۴:۱۳۸۹-۲:۱۳۷۲) به روش TVTP و FTP

متغیر وابسته (ضرایب FTP)			
سطح معنی‌داری	انحراف معیار	ضریب	متغیرهای توضیحی
۰/۰۰	۰/۰۰۳	-۰/۰۱	عرض از مبدأ
۰/۰۰	۰/۰۷۴	۰/۲۳	مخارج دولتی در رژیم ۰
۰/۰۲	۰/۰۳۸	-۰/۰۹	مخارج دولتی در رژیم ۱
۰/۲۳	۰/۱	۰/۱۳	مالیات در رژیم ۰
۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۷	مالیات در رژیم ۱
۰/۰۰	۰/۰۰۸	۰/۳۱	درآمد
۰/۰۰	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۱	وارپانس در رژیم ۰
۰/۰۰	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۲	وارپانس در رژیم ۱
ضرایب TVTP			
۰/۹۶	۳/۳۸	-۰/۳۲	ضریب احتمال باقی ماندن در رژیم ۰ با در نظر گرفتن تغییرات قیمت نفت
۰/۹	۶/۸	-۰/۳۴	ضریب احتمال انتقال از رژیم ۰ به ۱، با در نظر گرفتن تغییرات قیمت نفت
۰/۹	۳/۳۸	-۰/۴۲	ضریب احتمال باقی ماندن در رژیم ۰ با در نظر گرفتن تغییرات بدهی به GDP
۰/۴۶	۱۱/۲	-۶/۳	ضریب احتمال انتقال از رژیم ۰ به ۱، با در نظر گرفتن تغییرات بدهی به GDP
۰/۱۶	احتمال انتقال از رژیم ۰ به ۱	۰/۸۴	احتمال باقی ماندن در رژیم ۰
۰/۹۹	احتمال انتقال از رژیم ۱ به ۰	۰/۰۱	احتمال باقی ماندن در رژیم ۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش (با استفاده از نرم افزار متلب)

در ادامه، برای حصول اطمینان از صحت نتایج ارائه شده، جملات پسماند حاصل از برآورد، آزموده شد. سری پسماند به دست آمده در نمودار (۲)، نشان داده شده است.



نمودار ۲: جملات پسماند حاصل از الگوی غیر خطی
مأخذ: یافته‌های پژوهش (با استفاده از نرم‌افزار متلب)

جدول (۳)، نیز نتایج آزمون‌های تشخیصی را نشان می‌دهد. در این پژوهش، برای بررسی نبود "خودهم‌بستگی" بین جملات پسماند، از دو آزمون L&B^۱ و پورتمنتیو^۲ استفاده شد. که نتایج حاصل از هر دو آزمون، حاکی از نبود خودهمبستگی در این جملات است. آماره به دست آمده از آزمون ARCH-LM نیز دلالت بر همسانی واریانس الگو دارد.

جدول ۳: نتایج حاصل از آزمون‌های تشخیصی

آماره آزمون ARCH-LM	آماره آزمون پورتمنتیو	آماره آزمون L&B
۱/۵۷ (۰/۴۵)	۱۰/۹۹ (۰/۵۲)	۱۲/۷۳ (۰/۳۸)

مأخذ: یافته‌های پژوهش (با استفاده از نرم‌افزار جی‌مالتی نسخه ۴)
یادداشت: مقادیر داخل پرانتز، P-Value است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

یکی از مهمترین ابزارهای دولت به منظور ایجاد ثبات و کاهش نوسانات در طول ادوار تجاری، سیاست مالی است. اگر با اعمال سیاست مالی انبساطی یا انقباضی، مصرف خصوصی افزایش یا کاهش یابد، سیاست مالی ماهیت کینزی و در غیر این صورت، ماهیت غیرکینزی خواهد داشت. اگر طی یک دوره مشخص، علاوه بر اثرات کینزی، اثرات غیرکینزی سیاست مالی نیز مشاهده شود، گفته می‌شود که سیاست مالی دارای اثرات غیرخطی است. وقتی اثرات سیاست مالی، غیرخطی باشد، دولت باید دوره‌های کینزی و غیرکینزی را مشخص کند و سیاست‌های متفاوتی را در دوره‌های مختلف به کار برد. در دوره‌هایی که سیاست مالی غیرکینزی است، برای تحریک مصرف خصوصی، باید مخارج دولتی کاهش یا درآمد مالیاتی افزایش یابد، اما در دوره‌هایی که سیاست مالی بر مصرف خصوصی اثرات کینزی دارد، با افزایش مخارج دولتی یا کاهش مالیات، مصرف خصوصی تحریک می‌شود. علاوه بر این، اگر بتوان عوامل مؤثر بر تغییر رژیم از کینزی به غیرکینزی و بالعکس را نیز مشخص کرد، این امکان برای سیاست‌گذاران فراهم می‌شود تا با مشاهده آن عوامل، رژیم آتی را پیش‌بینی و سیاست‌های متناسب با آن اعمال کنند. در این پژوهش، تلاش شد تا به پیروی از (Hoppner & Wesche 2001) و (Wang & Gao 2011)، با استفاده از الگوی چرخش مارکوف، نحوه تأثیرگذاری سیاست مالی بر مصرف خصوصی طی (۱۳۸۹:۴-۱۳۷۲:۲) در ایران، تجزیه و تحلیل شود. از این رو، با استفاده از دو روش FTP و TVTP در الگوی چرخش مارکوف ضرایب مورد نظر برآورد شدند. نتایج حاصل از روش FTP نشان داد که اثر سیاست مالی بر مصرف خصوصی، طی دوره مورد مطالعه، غیرخطی است. در رژیم صفر (کینزی)، مخارج دولتی دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر مصرف خصوصی است اما مالیات اثری بر مصرف ندارد. این نتیجه همسو با نتیجه به دست آمده در مطالعه صمدی و اوجی مهر (۱۳۹۰) است. با وجود اینکه با احتمال ۸۴٪، شرایط مذکور بر اقتصاد ایران طی دوره مورد مطالعه، حاکم است به عبارت دیگر رژیم کینزی رژیم جاذب است، ولی به احتمال ۰/۰۱ نیز شرایطی فراهم می‌شود که در آن، مخارج با ضریب بسیار کوچکی دارای اثر منفی و مالیات، دارای اثر مثبت بر مصرف خصوصی است.

در ادامه با استفاده از روش TVTP، نحوه تأثیرگذاری متغیرهای نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی، تغییرات قیمت نفت، تغییرات قیمت نفت با دو وقفه و نرخ رشد اقتصادی بر احتمال باقی ماندن در رژیم کینزی یا انتقال به رژیم غیرکینزی، آزموده شد که هیچ‌یک از عوامل فوق، نتوانسته است توضیح دهنده مناسبی در این زمینه باشد.

به نظر می‌رسد آنچه منجر به استمرار رژیم کینزی یا انتقال به رژیم غیر کینزی می‌شود، عواملی غیر اقتصادی مانند سیاسی و نهادی باشد. از این‌رو، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده، این عوامل نیز مدنظر قرار گیرد. در پایان، برای پژوهش‌های آتی، موارد زیر پیشنهاد می‌شود:

۱. مدنظر قرار دادن گذرا یا ماندگار بودن سیاست مالی در برآورد نتایج،
۲. توجه به درجه محدودیت نقدینگی مصرف‌کنندگان در الگوسازی و تحلیل نتایج.

منابع

الف) فارسی

صمدی، علی حسین و اوجی مهر، سکینه (۱۳۹۰). ارزیابی ماهیت سیاست مالی و بررسی خاصیت رفتار ادواری آن: مورد ایران (۸۶-۱۳۵۳). فصلنامه جستارهای اقتصادی، شماره ۱۶، صص ۷۵-۴۹.

ب) انگلیسی

- Aarle B. and H. Garretsen. (2003). "Keynesian, non-Keynesian or no Effects of Fiscal policy Changes? The EMU Case. *Journal of Macroeconomics*. 25.pp. 213-240.
- Baldini A. (2005). *Fiscal Policy and Business Cycles in Oil- Producing Economy: The Case of Venezuela*. IMF Working Paper. WP/05237/.
- Carmignani F. (2010). Cyclical Fiscal Policy in Africa. *Journal of Policy Modeling*. 32. pp. 254-267.
- Denis X. & A. Quinet. (2002). *The Comparative Effects of Fiscal Policy in Small and Large European Countries*. Paper Presented At Bank of Italy Workshop.
- Deschamps Ph. J. (2008). Comparing Smooth Transition and Markov Switching Autoregressive Models of Us Unemployment. *Journal of Applied Econometrics*. 23 (4). pp. 435-462.
- Engle E. & R. Valdes. (2000). *Optimal Fiscal Strategy For Oil Exporting Countries*. Working Paper No. 78. Center of Applied Economics (CEA), U. of Chile.
- Filardo, A. J. (1994). Business-Cycle Phases and Their Transitional Dynamics. *Journal of Business and Economic Statistics*. 12 (3), pp. 299 – 308.
- Gali J., J. D. Lopez-Salido & J. Valles. (2005). Understanding The Effects of Government Spending on Consumption. *Journal of European Association*. 5. pp. 227-270.
- Gavin M. & R. Perotti. (1997). *Fiscal Policy in Latin American*. NEBR Macroeconomics Annual 12. pp., 11-72.
- Giaavazzi F. & M. Pagano. (1996). Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes:

- International Evidence and the Swedish Experience. *Swedish Economic Policy Review*. (3) pp. 67-103.
- Jonsson K. (2004). *Fiscal Policy Regimes and Household Consumption*. Working Paper No. 2004:12, Department of Economics, Lund University, 2004.
- Hamilton, J. D. (1990). Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime. *Journal of Econometrics*. (45) pp. 39 – 70.
- Hoepfner F. and K. A. Wesche. (2001). *Non-linear Effects of Fiscal Policy in Germany: A Markov-Switching Approach*. Bonn Econ Discussion Papers, No, 9. University of Bonn, Bonn.
- Husain A. M., K. Tazhibayeva & A. Ter-Martirosyan. (2008). *Fiscal Policy and Economic Cycles in Oil-Exporting Countries*. IMF Working Paper No. WP/08253/.
- Kim, S. & R. Bhattacharya. (2009). Regional Housing Prices in the USA: An Empirical Investigation of Nonlinearity. *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 38(4). pp. 443-460.
- Osband K. (1991). *General Equilibrium under Shortage: A Generalized Barro- Grossman Model*. IMF Working Paper WP/ 9159/.
- Perotti R. (1999). Fiscal Policy in Good Times and Bad. *The Quarterly Journal of Economics*. 114 pp. 1399-1436.
- Schclarek A. (2007). Fiscal Policy and Private Consumption in Industrial and Developing Countries. *Journal of Macroeconomics*. 29. pp. 912-939.
- Sutherland A. (1997). Fiscal Crises and Aggregate Demand: Can High Public Debt Reverse The Effects Of Fiscal Policy?. *Journal of Public Economics*. 65. pp. 147-162.
- Tagkalakis A. (2008). The Effects of Fiscal Policy on Consumption in Recessions and Expansions. *Journal of Public Economics*. 92. pp. 1486-1508.
- Wang L. & W. Gao. (2011). Nonlinear Effects of Fiscal Policy on Private Consumption: Evidence From China. *Journal of China and World Economy*. 19. pp. 60-76.