



پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان

علمی - پژوهشی

سال دهم، شماره‌ی ۲۰، نیمه‌ی دوم ۱۳۹۴

## ترجیحات نامتقارن مسئولین پولی و رفتار تورم - بیکاری در ایران: رویکرد نظریه بازی‌ها

دکتر کریم اسلاملوویان\*

فاطمه دمیری\*\*

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۳/۱۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۲/۲۶

### چکیده

این مطالعه با استفاده از نظریه بازی‌ها، به بررسی رفتار تورم و بیکاری در ایران طی فصل دوم ۱۳۸۴ الی فصل سوم ۱۳۹۰ می‌پردازد. از یک الگو که امکان آزمون وجود ترجیحات نامتقارن برای بانک مرکزی را فراهم می‌سازد استفاده می‌گردد. الگو می‌تواند پیش‌بینی الگوهای بارو-گوردون و کوکرمین-گرلاچ را برای رفتار تورم و بیکاری در ایران آزمون نماید. در قسمت تجربی، ابتدا واریانس شرطی بیکاری از طریق الگوی واریانس ناهمسانی شرطی رگرسیون خود همبسته تعمیم یافته (GARCH) بدست آمده و سپس الگوهای مرتبط توسط روش حداکثر درست‌نمایی برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که بانک مرکزی ایران دارای رفتار نامتقارن نسبت به انحراف نرخ بیکاری از نرخ بیکاری هدف می‌باشد. بنابراین، مسئولین پولی اهمیت بیشتری به انحراف مثبت بیکاری از نرخ هدف بیکاری در مقایسه با انحراف منفی بیکاری از نرخ هدف می‌دهند. یافته‌ها نشان می‌دهد که رفتار تورم در ایران توسط الگوی عمومی تئوری بازی قابل توضیح است. از آنجا که واریانس شرطی بیکاری در توضیح رفتار تورم نقش مهمی ایفا می‌کند توصیه می‌شود که برای جلوگیری از تغییرات تورم، سیاست‌گذاران با اتخاذ سیاست‌های مناسب عوامل نوسان‌زا در بازار کار را بر طرف سازند.

**واژه‌های کلیدی:** نظریه بازی‌ها، تورم - بیکاری، ترجیحات نامتقارن، بازی سیاست پولی، ایران

\* نویسنده‌ی مسئول - دانشیار اقتصاد، دانشگاه شیراز (Email: keslamlo@rose.shirazu.ac.ir)

\*\* دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه شیراز (Email: damiri64@gmail.com)

طبقه بندی JEL: E31; E52; E61

## ۱- مقدمه

یکی از اهداف کلیدی سیاستگذاران پولی در کشورهای مختلف حفظ ثبات قیمت ها می باشد. به طوری که این موضوع به صراحت در اساسنامه بانک های مرکزی نیز آورده می شود. در این راستا، تلاش مسئولین پولی این است که تورم را در سطح مطلوب یا هدف خود قرار دهند تا از بروز هزینه های ناشی از افزایش تورم در جامعه جلوگیری نمایند. علاوه بر این، مسئله اشتغال و بیکاری نیز از موضوعات مهم و مورد توجه سیاستگذاران اقتصادی مانند دولت ها و بانک های مرکزی است. بسیاری از اقتصاددانان معتقدند که حداقل در کوتاه مدت یک ارتباط معکوس میان تورم و بیکاری (منحنی فلیپس) وجود دارد. بنابراین، مسئولین و سیاستگذاران تلاش می کنند که از این ارتباط استفاده نموده و به اهداف خود دست یابند. بر اساس نظریات جدید تحت شرایطی این موضوع می تواند منجر به مشکل ناسازگاری زمانی<sup>۱</sup> گردد که توسط افرادی مانند بارو و گوردون<sup>۲</sup> و کیدلند و پرسکات<sup>۳</sup> مورد توجه قرار گرفته است.

در الگوی بارو - گوردون یک سیاستگذار تلاش می کند که بیکاری را کاهش دهد، در نتیجه به قاعده سیاست پولی که به آن متعهد گردیده است عمل نمی کند و باعث ایجاد تورم در هر دوره می شوند. اما از طرفی بنگاه های خصوصی انتظارات خود را به صورت عقلایی تشکیل می دهند و می دانند که سیاستگذار پولی، آن ها را فریب می دهد. بنابراین تورم را به درستی پیش بینی می کنند و هرگونه تاثیر سیاستگذار پولی برای کاهش بیکاری را خنثی می نمایند، در نتیجه اشتغال در سطح خود باقی می ماند اما سیاست پولی انبساطی باعث ایجاد تورم می گردد. از این مسئله به عنوان ناسازگاری زمانی سیاست پولی نام برده می شود.

---

<sup>۱</sup> - Time inconsistency

<sup>۲</sup> -Barro & Gordon (1983)

<sup>۳</sup> -kydland & Prescott (1977)

چنانکه ملاحظه خواهیم نمود اقتصاددانان با استفاده از الگوی بارو و گوردون در قالب نظریه بازی ها به مطالعه تورم و بیکاری پرداخته اند. هدف این مقاله بررسی رفتار تورم - بیکاری تحت فروض ترجیحات نامتقارن بانک مرکزی ایران نسبت به شکاف بیکاری از نرخ طبیعی آن می باشد. مطالعات انجام شده نشان می دهد که تاکنون این موضوع برای کشور ایران با استفاده از رویکرد نظریه بازیها مورد بررسی قرار نگرفته است. بنابراین هدف این مقاله پر کردن این خلاء در ادبیات موضوع در اقتصاد ایران می باشد.

تقسیم بندی مقاله به این صورت است که پس از مقدمه در قسمت دوم مرور بر ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش ارائه می شود. قسمت سوم به مبانی نظری و ساختار اختصاص دارد. نتایج تجربی در قسمت چهارم مطرح می شود. نتیجه گیری در قسمت پایانی ارائه شده است.

## ۲- پیشینه پژوهش

بارو و گوردون<sup>۱</sup> (۱۹۸۳) با کمک یک الگو در چارچوب تئوری بازی ها به بررسی ارتباط میان سیاست پولی با تورم پرداخته و مسئله ناسازگاری دینامیک را نشان می دهد. مسئله سیاستگذار پولی مشروط به انتظارات مردم یا بنگاه های خصوصی حل می شود. با حل الگو نشان داده می شود که تعادل بدست آمده نسبت به سیاست پولی اعلام شده توسط سیاستگذار، زیر بهینه<sup>۲</sup> است و سیاستگذار تلاش می کند که با اتخاذ سیاست پولی بیکاری را کاهش دهد. اما زمانی که مردم از هدف سیاستگذار آگاه باشند، بیکاری کاهش نخواهد یافت و این امر فقط موجب افزایش تورم خواهد گردید. علت این است که در این الگو مردم انتظاراتشان را به صورت عقلایی شکل می دهند و سیاستگذار در هر دوره مشروط به انتظارات مردم، سیاست بهینه را انتخاب می کند.

ایرلند<sup>۳</sup> (۱۹۹۹) به بررسی مسئله ناسازگاری دینامیکی سیاست پولی با استفاده از یک الگوی سری زمانی برای امریکا پرداخته و نشان می دهد که ناسازگاری زمانی در

<sup>۱</sup> - Barro & Gordon (1983)

<sup>۲</sup> - sub-optimal

<sup>۳</sup> - Ireland (1999)

الگوی بارو-گوردون می تواند رفتار نرخ تورم امریکا را در کوتاه مدت توضیح دهد. در مقابل برخی مانند تیلور<sup>۱</sup> معتقدند که رفتار تورم در امریکا قابل اسناد به مشکل ناسازگاری زمانی نیست،

کوکرمن و گیرلاچ<sup>۲</sup> (۲۰۰۳) بیان کرده اند که الگوی بارو-گوردون و کیدلند و پرسکات بر اساس این پیش فرض است که سیاستگذار به دنبال دسترسی به سطح اشتغال بالاتر از سطح نرمال (نرخ بیکاری طبیعی) می باشد، اما این فرض اخیراً مورد سوال قرار گرفته است. آن ها نشان می دهند که تحت شرایطی حتی اگر سیاستگذار سطح اشتغال نرمال (در سطح نرخ بیکاری طبیعی) را انتخاب کند باز می تواند باعث ایجاد تورم گردد. آن ها الگویی در چارچوب نظریه بازی ها طراحی می نمایند که در آن ترجیحات بانک مرکزی نامتقارن است. آن ها نشان می دهند هنگامی که سیاستگذاران نسبت به شرایط اقتصادی نامطمئن باشند و حساسیت بیش تری در مورد بیش تر شدن نرخ بیکاری از سطح طبیعی خود داشته باشند، سیاست های تورمی اتخاذ می کنند. با استفاده از نتایج تجربی در کشورهای OECD نشان می دهند که یک ارتباط مثبت میان تورم و واریانس شوک های محصول وجود دارد و این ارتباط زمانی که بانک مرکزی حساسیت بیش تری نسبت به تورم داشته باشد، ضعیف تر می شود.

روگ مورسیا<sup>۳</sup> (۲۰۰۳) به بررسی قدرت پیش بینی الگوی بارو-گوردون با استفاده از داده های فصلی امریکا پرداخته است. او یک الگو مبتنی بر تئوری بازی با ترجیحات نامتقارن می سازد. در این الگو هنگامی که پارامتر ترجیحات نامتقارن به سمت صفر رود، الگوی بارو-گوردون و زمانی که هدف بانک مرکزی نرخ طبیعی بیکاری باشد، الگوی کوکرمن-گیرلاچ بدست می آید. نتایج نشان می دهد که برای توضیح رفتار نرخ تورم در امریکا الگوی کوکرمن-گیرلاچ مناسب است. همچنین نتایج برآورد الگو نشان می دهد که فدرال ریزرو (بانک مرکزی آمریکا) به انحراف مثبت بیکاری از نرخ طبیعی

<sup>1</sup> -Taylor (1997)

<sup>2</sup> - Cukierman & Gerlach (2003)

<sup>3</sup> - Ruge-Murcia (2003)

هدف نسبت به انحراف منفی بیکاری اهمیت و وزن بیشتری می دهد. همچنین وی نشان می دهد که هدف بانک مرکزی در آمریکا سطح نرخ طبیعی بیکاری می باشد.

روگ مورسیا<sup>۱</sup> (۲۰۰۴) در تحقیق دیگری با استفاده از تئوری بازی نشان می دهد که اگر ترجیحات بانک مرکزی نامتقارن باشد به گونه ای که به انحراف مثبت بیکاری از نرخ طبیعی نسبت به انحراف منفی، وزن و اهمیت بیشتری بدهد و اگر هدف سطح نرخ طبیعی بیکاری باشد، در آن صورت تورش تورمی ایجاد می کند. وی با استفاده از داده های کشورهای G7 نشان می دهد که در کشورهای امریکا و فرانسه واریانس شرطی بیکاری و نرخ تورم به صورت مثبت با یکدیگر ارتباط دارند اما در کشورهای کانادا، ایتالیا و انگلستان این فرضیه تایید نگردید.

برلیمن<sup>۲</sup> (۲۰۰۵) با استفاده از یک الگوی با داده های پانل برای ۶ کشور توسعه یافته نشان می دهد که رفتار تورم در امریکا، انگلستان و دانمارک توسط مشکل ناسازگاری زمانی توضیح داده می شود اما در استرالیا و آلمان هیچ شواهدی مبنی بر تایید این نظریه وجود ندارد.

ساجسیدا و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۱) به بررسی الگوی بارو-گوردون برای توضیح تورم امریکا از اوایل دهه ۵۰ پرداخته است. آنها با استفاده از الگوریتم ژنتیک و تخمین حداکثر درستمایی نشان داده اند که ارتباط بلند مدتی میان تورم و بیکاری وجود دارد. همچنین الگوی آن ها مشکل ناسازگاری زمانی رفتار تورم امریکا را در بلند مدت توضیح می دهد.

نئونکریچ و تیلیمان<sup>۴</sup> (۲۰۱۴) با استفاده از یک الگوی کینزی جدید<sup>۵</sup> عکس العمل بانک مرکزی به انحراف از نرخ تورم هدف را بررسی می کند. در این مقاله انتظارات تورمی بنگاه ها به انحراف از نرخ هدف تورم حساس می باشد. به طوری که اگر تورم

<sup>1</sup> - Ruge-Murcia (2004)

<sup>2</sup> - Berlemann (2005)

<sup>3</sup> - Sachsida et al. (2011)

<sup>4</sup> - Neuenkirch and Tillmann

<sup>5</sup> - New Keynesian

تحقق یافته بالاتر از نرخ هدف باشد، بانک مرکزی جهت بدست آوردن دوباره اعتماد مردم، نرخ بهره را بالاتر قرار می دهد. همچنین بانک مرکزی بصورت غیر خطی به شکاف تورمی واکنش نشان می دهد. به عبارت دیگر، برای اینکه بانک مرکزی اعتبارش را بدست آورد، بنگاهها بایستی مطمئن شوند که بانک مرکزی به نرخ هدف تورم اعلام شده دست می یابد.

در ادبیات داخلی، مطالعه ای به بررسی رفتار تورم از دیدگاه تئوری بازی ها نپرداخته است. تعدادی از مطالعات مانند نصر اصفهانی و یآوری<sup>۱</sup> (۱۳۸۲) و کازرونی و اصغری<sup>۲</sup> (۱۳۸۱) به بررسی عوامل اسمی و واقعی موثر بر تورم در ایران پرداخته اند. همچنین تعدادی از مطالعات مانند تشکینی<sup>۳</sup> (۱۳۸۵)، محمدی و طالبلو<sup>۴</sup> (۱۳۸۹) و ابراهیمی و سوری<sup>۵</sup> (۱۳۸۵) به بررسی رابطه ی میان نااطمینانی تورم و سطح تورم پرداخته اند. بنابراین در این تحقیق به بررسی رفتار تورم-بیکاری با استفاده از رویکرد تئوری بازی ها در قالب الگوی تعدیل یافته بارو-گوردون و کوکرمن-گیرلاچ و در ایران می پردازیم.

### ۳- مبانی نظری و ساختار الگو

نظریات مختلفی در رابطه با تورم وجود دارد که در اینجا به برخی از مهم ترین آنها اشاره می گردد. تورم از نظر اقتصاددانان کینزی، بخاطر انواع فشارها در اقتصاد تولید شده و یک پدیده صرفاً پولی نمی باشد. بنابراین در این دیدگاه تغییرات در حجم پول به طور مستقیم بر قیمت ها تاثیر ندارد. در اینجا سه نظریه در رابطه با تورم را مطرح می نمایند، که به مدل مثلثی<sup>۶</sup> معروف است. در نظریه اول، تورم ناشی از فشار تقاضا است. که می تواند به علت افزایش مخارج دولت، بخش خصوصی و ... باشد. در دیدگاه دوم، تورم می تواند ناشی از فشار هزینه باشد. در این نظریه، تورم بخاطر کاهش در عرضه کل ایجاد می گردد، که این به نوبه خود می تواند به علت بلایای طبیعی و یا افزایش

<sup>۱</sup> - Nasr Esfahani and Yavari (2003).

<sup>۲</sup> -Kazeroni, and Asghari, (2002).

<sup>۳</sup> -Tashkini (2007).

<sup>۴</sup> - Mohammadi and Taleblou,(2010).

<sup>۵</sup> - Ebrahimi and Soury (2007).

<sup>۶</sup> -Triangle model

قیمت مواد اولیه باشد. در دیدگاه سوم، تورم ناشی از انتظارات است.<sup>۱</sup> این تورم می تواند بخاطر زمینه قبلی مانند ماندگاری فشار تقاضا یا فشار شدید هزینه در گذشته شکل گرفته و از طریق چرخه مزد-قیمت و یا ایجاد انتظارات تورمی تشدید گردد. به طور نمونه در مدل معروف به مارپیچ دستمزد-قیمت، انتظارات کارگران نقش مهمی ایفا می کند. (گوردون<sup>۲</sup>، ۱۹۸۸) در اقتصاد کلان جدید، مدل مثلثی توسط کینزیهای جدید برای استخراج الگوی تورم از منحنی فلیپس استفاده گردیده است.

در مکتب پولیون، تورم یک پدیده پولی محسوب می گردد. شکاف میان عرضه و تقاضای پول یا افزایش نامتناسب رشد حجم پول باعث تورم می گردد. فریدمن (۱۹۶۳)<sup>۳</sup> بیان می کند که تورم یک پدیده پولی است. بر اساس نظریه مقداری، با فرض ثابت بودن سرعت گردش پول و محصول، هر گونه افزایش حجم پول تنها موجب افزایش سطح عمومی قیمت ها می گردد.

این در حالی است که اقتصاددانان پیرو مکتب ساختارگرایان عقیده دارند که منشأ تورم در ساختارهای اقتصادی است. به بیان دیگر در این دیدگاه علت تورم، عدم توازن در ساختارهای اقتصادی، کمبود زیربناها و زیرساخت های اقتصادی، گسترده بودن بخش دولتی و تضعیف بخش خصوصی، کسری بودجه مداوم و در حال گسترش دولت و کشش ناپذیری عرضه در بخش های اساسی اقتصاد می باشد. (کاناوس<sup>۴</sup>، ۱۹۸۲)

گروهی دیگر از اقتصاددان ها، با استفاده از نظریه انتظارات عقلایی نشان می دهند که سیاست های بانک مرکزی و مسئولین پولی می تواند موجب تورم گردد. در این دیدگاه، گرایش تورمی<sup>۵</sup> می تواند نتیجه ناسازگاری دینامیکی باشد که در قسمت بعد با جزییات جزییات بیش تر توضیح داده خواهد شد. به طور کلی در این دیدگاه تورم ناشی از عکس العمل های مسئولین و مردم به رفتار یکدیگر است که با حل یک بازی سطح آن تعیین می گردد. البته همان طور که رومر (۲۰۱۲) بحث می نماید، آزمون نظریاتی که

<sup>۱</sup> Built in inflation

<sup>۲</sup>-Gordon

<sup>۳</sup>-Friedman

<sup>۴</sup>- Canavese

<sup>۵</sup> - Inflationary bias

تورم را به ناسازگاری دینامیکی مرتبط می کند مشکل است. مطالعه حاضر تلاش می کند که در چارچوب نظریه بازی ها به آزمون رابطه تورم و بیکاری در ایران با استفاده رویکرد ناسازگاری پویا بپردازد.

### ۳-۱- الگو

در این قسمت با پیروی از روگ موریسیا (۲۰۰۳ و ۲۰۰۴) چارچوب الگوی مورد استفاده ارائه می گردد. در این الگو دو بازیگر شامل سیاستگذار پولی و مردم وجود دارد. استراتژی یا راهبرد سیاستگذار پولی انتخاب نرخ بیکاری و نرخ تورم و استراتژی مردم پیش بینی تورم است، که بر اساس آن سطح دستمزد ها انتخاب می گردد. تابع هدف سیاستگذار پولی یک تابع ضرر می باشد که توسط رابطه (۵) و تابع هدف مردم توسط رابطه (۱) مشخص گردیده اند. فرض می شود که بازیگرها مدل عرضه اقتصاد را که توسط رابطه (۱) بیان شده است می دانند.

$$u_t = u_t^n - \lambda(\pi_t - \pi_t^e) + \eta_t \quad (1)$$

که در آن نرخ تورم  $(\pi_t)$ ، و نرخ تورم مورد انتظار مردم  $(\pi_t^e)$ ، نرخ بیکاری تحقق یافته  $(u_t)$  و نرخ بیکاری طبیعی  $(u_t^n)$  در ارتباط با یکدیگر قرار گرفته اند.  $\lambda$  یک ضریب مثبت است و  $\eta_t$  نشان دهنده ی جزء اختلال طرف عرضه است. در واقع رابطه (۱)، یک منحنی فیلیپس انتظاری تعمیم یافته<sup>۱</sup> است. در این الگو انتظارات به صورت عقلایی شکل می گیرد. به عبارت دیگر  $\pi_t^e$  تورم انتظاری مردم در زمان  $t$  را می توان به صورت زیر نشان داد:

$$\pi_t^e = E_{t-1}\pi_t = E[\pi_t | I_{t-1}] \quad (2)$$

که در آن  $E_{t-1}$ ، امید شرطی تورم در زمان  $t$  مشروط به استفاده از تمام اطلاعات موجود تا پایان دوره  $t-1$  می باشد. مجموعه اطلاعات مردم در زمان  $t-1$  را با  $I_{t-1}$  نشان داده شده است. این مجموعه اطلاعات شامل تمام پارامترهای الگو و مشاهدات متغیرها تا

<sup>۱</sup> - expectations-augmented Phillips curve



انتهای زمان  $t-1$  می باشد. تغییرات نرخ طبیعی بیکاری به وسیله الگوی زیر مدلسازی می شود:

$$\Delta u_t^n = \psi - (1 - \delta)u_{t-1}^n + \theta \Delta u_{t-1}^n + \zeta_t \quad (3)$$

که در آن  $\zeta_t$  نشان دهنده جزء اختلال است. این الگو نشان می دهد که تغییرات برون زا مانند تغییر در تکنولوژی و تغییرات جمعیتی نیروی کار می تواند بازار کار را متاثر ساخته و در نتیجه باعث تغییر در نرخ طبیعی بیکاری گردد. روگ مورسیا (۲۰۰۳) این فرض را با توجه به تحقیقات برخی مانند وینر<sup>۱</sup> و استیجر و همکاران<sup>۲</sup> به الگو اضافه می نمایند. در واقع هدف این است که یک سری زمانی برای نرخ طبیعی بیکاری ساخته شود و سپس بررسی گردد که تا چه حد نتایج الگوهای مختلف برای پیش بینی ( $u_t^n$ ) قوی می باشد. روگ مورسیا (۲۰۰۳ و ۲۰۰۴) ساختار رابطه (۳) را به گونه ای طراحی می نماید که بتواند در برگیرنده الگوهای نرخ طبیعی بیکاری ایستا<sup>۳</sup> و غیر ایستا گردد. به عبارت دیگر هنگامی که  $(\delta=1)$  است الگوی ریشه واحد و زمانی که  $(0 < \delta < 1)$  الگوی ایستا بدست می آید.

بانک مرکزی از طریق ابزار سیاستی مانند حجم پول یا نرخ بهره بر نرخ تورم تاثیر می گذارد. البته فرض این است که این ابزار قادر به پیش بینی کامل تورم نمی باشد. این مسئله از طریق رابطه زیر نشان داده شده است:

$$\pi_t = i_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

در این رابطه  $i_t$  ابزار سیاستی است و  $\varepsilon_t$  جزء خطای تصادفی است. از آنجا که  $i_t$  در زمان  $t-1$  انتخاب می شود، بنابراین  $i_t \in I_{t-1}$  می باشد و مجموعه اطلاعات بانک مرکزی و عموم مردم با یکدیگر مشترک است و هیچکدام از بازیگرهای مزیت اطلاعاتی ندارند.

یک بردار از شوک های ساختاری ( $\zeta_t$ ) به صورت  $(\zeta_t) | I_{t-1} \sim N(0, \Omega_t)$  را در نظر می گیریم. فرض می گردد که  $\zeta_t$  غیر خودهمبسته با میانگین صفر و

<sup>1</sup> - Weiner (1993)

<sup>2</sup> - Staiger et al. (1997)

<sup>3</sup> - stationary

ناهمسانی واریانس است و  $\Omega_t$  ماتریس واریانس-کواریانس معین مثبت می باشد. ترجیحات بانک مرکزی در رابطه با تورم و بیکاری توسط تابع ضرر زیر نشان داده می شود:

$$L(\pi_t, u_t) = 0.5(\pi_t - \pi_t^*)^2 + (\phi/\gamma^2)(\exp(\gamma(u_t - u_t^*)) - \gamma(u_t - u_t^*) - 1) \quad (5)$$

که  $\gamma \neq 0$  و  $\phi > 0$  پارامترهای ترجیحات هستند و  $\pi_t^*$ ،  $u_t^*$  نرخ های هدف تورم و بیکاری هستند. فرض می شود  $\pi_t^* \neq 0$  باشد. هدف بانک مرکزی حداقل سازی این تابع می باشد. روگ مورسیا (۲۰۰۳) برای توضیح بیکاری در رابطه (۵) از تابع  $\text{linex}$  که به صورت  $g(x) = (\exp(\gamma x) - \gamma x - 1)/\gamma^2$  تعریف می شود استفاده می نماید. این تابع قابلیت این را دارد که وزن های مختلفی برای انحراف مثبت و منفی بیکاری از هدف را در نظر بگیرد. اگر  $\gamma > 0$  باشد و نرخ بیکاری زیر سطح هدفش قرار داشته باشد، هنگامی که بیکاری کاهش می یابد جزء خطی این تابع بتدریج از اهمیت بیش تری برخوردار شده و در نتیجه ضرر به صورت خطی افزایش می یابد. برای نرخ بیکاری که بالای سطح هدف است، جزء نمایی این تابع غلبه خواهد کرد و ضرر ناشی از انحراف مثبت از سطح هدف به صورت نمایی افزایش می یابد. بنابراین انحراف مثبت بیکاری از هدف نسبت به انحراف منفی دارای وزن و اهمیت بیشتری در تابع ضرر بانک مرکزی خواهد بود. بنابراین این تابع دارای این ویژگی است که بتواند رفتار متفاوت بانک مرکزی را در حالت رکود و رونق تبیین نماید. علاوه براین، تابع به گونه ای تعریف شده که بتواند تاثیر اندازه و علامت انحراف بیکاری بر ضرر بانک مرکزی را نشان دهد. همچنین این تابع می تواند نشان دهنده اثر نوسانات (واریانس ها) بر سیاست های پولی باشند. البته هنگامی که  $\gamma = 0$  این تابع به صورت تابع درجه دوم معمولی که در ادبیات موضوع غالباً استفاده می شود تبدیل می گردد. بنابراین این فرضیه که آیا ترجیحات بانک مرکزی نسبت به بیکاری درجه دو است، می تواند با این آزمون که آیا  $\gamma$  به طور معناداری مخالف صفر است مورد ارزیابی قرار گیرد. (روگ مورسیا<sup>۱</sup>، ۲۰۰۳، صص ۱۳۷۹-۱۳۷۸)

<sup>۱</sup> - Ruge-Murcia (2003)

رابطه زیر نشان می دهد که نرخ بیکاری که توسط بانک مرکزی هدف گذاری می شود، نسبتی از نرخ طبیعی بیکاری مورد انتظار است.

$$u_t^* = kE_{t-1}u_t^n \quad (۶)$$

نرخ هدف بیکاری می تواند کمتر از نرخ طبیعی بیکاری مورد انتظار باشد ( $0 < k < 1$ ) و یا اینکه نرخ هدف بیکاری می تواند برابر نرخ طبیعی بیکاری مورد انتظار باشد ( $k=1$ ) و یا اینکه بیشتر از نرخ طبیعی بیکاری مورد انتظار باشد ( $k > 1$ ).

برای حل این بازی به صورت زیر عمل می شود. در زمان  $t-1$  بانک مرکزی ابزار  $i_t$  را به گونه ای انتخاب می کند، که تابع ضرر انتظاری مشروط به منحنی فیلیپس انتظاری تعمیم یافته و پیش بینی تورم توسط عموم مردم حداقل گردد. شرط مرتبه اول این مسئله به صورت زیر است:

$$E_{t-1}\pi_t - \pi^* - (\lambda\phi/\gamma)E_{t-1}(\exp(\gamma(u_t - kE_{t-1}u_t^n)) - 1) = 0 \quad (۷)$$

از آنجا که تابع هدف به طور کامل محدب است، بنابراین مساله حداقل سازی تابع زیان یک حل منحصر به فرد دارد. این فرض که شوک های ساختاری توزیع نرمال دارند، بیان می کند که توزیع بیکاری (مشروط به  $I_{t-1}$ ) نیز نرمال می باشد. بنابراین  $(\exp(\gamma(u_t - kE_{t-1}u_t^n)))$  به صورت لگاریتمی نرمال توزیع شده است. اگر از دو طرف رابطه (۱) امید شرطی گرفته شود خواهیم داشت:

$$E_{t-1}u_t = E_{t-1}u_t^n \quad (۸)$$

با استفاده از رابطه (۸) و فرض انتظارات عقلایی، می توان میانگین این توزیع لگاریتمی نرمال را به صورت  $(\exp(\gamma(1-k)E_{t-1}u_t^n + \gamma^2\sigma_{u,t}^2/2))$  نوشت که در آن  $\sigma_{u,t}^2$  واریانس شرطی بیکاری می باشد. در واقع معادله (۷) بهترین عکس العمل بانک مرکزی به پیش بینی تورم توسط مردم است. تابع عکس العمل بانک مرکزی نسبت به تورم انتظاری به طور یکنواخت فزاینده است و با توجه به مقادیر مختلف برای پارامتر ترجیحات می تواند محدب، خطی یا مقعر باشد. تابع عکس العمل مردم در واقع رابطه انتظارات عقلایی

(رابطه (۲)) می باشد. فرض می کنیم که نرخ بهینه تورم  $\pi^* = 0$  است. تعادل ناش جایی است که منحنی های (۷) و (۲) یکدیگر را قطع می نمایند. اگر ترجیحات بانک مرکزی درجه دوم متقارن باشد، تعادل ناش در  $\pi = 0$  است، بنابراین اریب تورم صفر است. از طرفی اگر  $\gamma > 0$  باشد، اریب تورم افزایش می یابد، حتی اگر نرخ هدف بیکاری در سطح نرخ طبیعی بیکاری باشد. ( روگ مورسیا<sup>۱</sup>، ۲۰۰۴)

در نهایت با استفاده از معادله (۴) می توان نشان داد که:

$$\pi_t = \pi^* + (\lambda\phi/\gamma)(\exp(\gamma(1-k)E_{t-1}u_t^n + \gamma^2\sigma_{u,t}^2/2) - 1) + A\xi_t \quad (9)$$

$$u_t = E_{t-1}u_t^n + B\xi_t \quad (10)$$

که  $A = (0,0,1)$  و  $B = (1,1,-\lambda)$  است.

در نهایت با استفاده از معادله (۴) همان طور که ملاحظه می گردد، الگو به گونه ای طراحی گردیده است که زمانی که  $\gamma \rightarrow 0$  میل می کند و  $0 < k < 1$  است، الگوی معروف بارو-گوردون بدست می آید:

$$\pi_t = \pi^* + \lambda\phi(1-k)E_{t-1}u_t^n + A\xi_t \quad (11)$$

در الگوی بارو-گوردون اگر هدف نرخ طبیعی بیکاری باشد، اریب تورم صفر خواهد گردید. اما در این الگو فرض بر این است که هدف نرخ بیکاری زیر سطح نرخ طبیعی بیکاری است و ترجیحات متقارن است، در این صورت اریب تورم وجود خواهد داشت. از رابطه (۱۱) می توان نتیجه گرفت که الگوی بارو-گوردون تورم را به صورت مثبت پیش بینی می کند و تورم به صورت خطی به نرخ مورد انتظار بیکاری وابسته است. اما زمانی که  $k=1$  باشد، الگویی شبیه به الگوی کوکرمین-گیرلاچ بدست می آید. به عبارت دیگر در این حالت خواهیم داشت:

$$\pi_t = \pi^* + (\lambda\phi/\gamma)(\exp(\gamma^2\sigma_{u,t}^2/2) - 1) + A\xi_t \quad (12)$$

<sup>1</sup> - Ruge-Murcia (2004)

در این صورت حتی زمانی که بانک مرکزی هدفش نرخ طبیعی بیکاری است، اریب تورم وجود دارد. این نتیجه از این فرض بدست می آید که  $\lambda\phi(\exp(\gamma^2\sigma_{u,t}^2/2)-1)$  همیشه مثبت است و  $\gamma \neq 0$  می باشد. در واقع اریب تورم برابر میزان تفاوت میان تورم تعادلی و تورم بهینه است. زمانی که بانک مرکزی ترجیحات نامتقارن دارد و هدفش نرخ طبیعی بیکاری است، اریب برابر  $(\lambda\phi/\gamma)(\exp(\gamma^2\sigma_{u,t}^2/2)-1)$  است. علامت اریب بستگی به علامت  $\gamma$  دارد، به گونه ای که اگر  $\gamma < 0$  باشد، اریب ضد تورم<sup>۱</sup> وجود دارد و اگر  $\gamma > 0$  باشد<sup>۲</sup> اریب تورم وجود دارد. این اریب متناسب با واریانس شرطی بیکاری است.

در واقع زمانی که تابع ضرر درجه دوم متقارن است، حل الگو با وجود عدم اطمینان و بدون وجود عدم اطمینان یکسان خواهد بود و فقط گشتاور(شرطی) مرتبه اول بیکاری، نرخ تورم را توضیح می دهد. اما زمانی که ترجیحات نامتقارن بانک مرکزی وجود دارد، منفعت نهایی تورم نسبت به بیکاری خطی نیست، به گونه ای که اگر  $\gamma > 0$  باشد، این تابع محدب است. بنابراین افزایش در عدم اطمینان، منفعت نهایی مورد انتظار تورم را افزایش می دهد، به بیانی دیگر در این حالت اریب تورم افزایش می یابد.

در الگوی بارو-گوردون و حالت خاص الگوی کوکرم-گیرلاچ به دلیل ناسازگاری سیاست پولی، اریب تورم می تواند وجود داشته باشد، اگر چه که در این دو الگو مکانیزمی که از آن طریق اریب تورم افزایش می یابد متفاوت است. در الگوی بارو-گوردون اریب تورم به هدف بانک مرکزی در مورد نرخ بیکاری که بایستی زیر سطح نرخ بیکاری طبیعی باشد بستگی دارد، اما در الگوی خاص کوکرم-گیرلاچ اریب تورم با افزایش درجه نااطمینانی افزایش می یابد و به ترجیحات نامتقارن بانک مرکزی در مورد انحراف نرخ بیکاری بستگی دارد. اکنون با استفاده از الگوی پیشنهادی روگ موریس به ارزیابی الگوهای بارو-گوردون و کوکرم-گیرلاچ برای توضیح رفتار دینامیکی نرخ تورم در ایران می پردازیم.

### ۳-۳ ساختار الگو

<sup>۱</sup> Deflation bias

<sup>۲</sup> اگر  $\gamma > 0$  بدین معنی است که بانک مرکزی به انحراف مثبت بیکاری از نرخ طبیعی وزن بیشتری می دهد.

در این قسمت به پیروی از مقالات روگ مورسیا (۲۰۰۳و۲۰۰۴) ساختار الگوی مورد استفاده ارائه می گردد. تحلیل تجربی تئوری بازی که در قسمت قبل بیان گردید، به سه دلیل پیچیده است. اول اینکه، نرخ طبیعی بیکاری به طور مستقیم قابل مشاهده نیست، بنابراین بایستی برای تخمین الگو با استفاده از داده های تورم و بیکاری یک الگوی حل شده بسازیم. دوم اینکه، واریانس شرطی بیکاری به طور مستقیم قابل مشاهده نیست، پس نیاز به تخمینی از  $\sigma_{u,t}^2$  داریم، که برای این امر از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی رگرسیون خود بازگشتی تعمیم یافته (GARCH) استفاده می نماییم. سوم اینکه، تمام پارامترهای ساختاری الگو را نمی توان از تخمین فرم حل شده بدست آورد. اگر چه که علامت ضریب  $\sigma_{u,t}^2$  در فرم حل شده<sup>۱</sup> اطلاعاتی درباره ی علامت  $\gamma$  در اختیار ما قرار می دهد.

با تبدیل معادله (۹) از طریق خطی سازی رابطه نمایی موجود در آن بوسیله بسط مرتبه اول تیلور و استفاده از رابطه (۸)، می توان فرم حل شده ی زیر را بدست آورد:

$$\pi_t = a + bE_{t-1}u_t + c\sigma_{u,t}^2 + e_t \quad (۱۳)$$

که در آن  $a$  عرض از مبدا ثابت و  $b = \lambda\phi(1-k)$  و  $c = \lambda\phi\gamma/2$  و  $e_t$  جمله خطای فرم حل شده است. تخمین  $c$  و  $b$  مقادیر  $\lambda, \phi, \gamma$  را مشخص نمی کند، اما علامت این ضرایب اطلاعاتی درباره ی ترجیحات نامتقارن بانک مرکزی بیان می دارد. از آنجا که  $\phi, \lambda > 0$  هستند، بنابراین تخمین مثبت  $c$  بدین معنی است که  $\gamma > 0$  است و در نتیجه بانک مرکزی به انحراف مثبت بیکاری از هدفش نسبت به انحراف منفی وزن بیشتری می دهد. بر این اساس دو حالت خاص قابل بررسی است. زمانی که  $\gamma \rightarrow 0$  و در نتیجه  $c = 0$  است، الگوی بارو-گوردون حاصل می گردد و در حالتی که  $k=1$  و در نتیجه  $b = 0$  است، الگوی کوکرم-گیرلاچ بدست می آید.

لازم است که فرم حل شده فرایند بیکاری را بدست آوریم. با استفاده از رابطه  $E_{t-1}u_t^n = \psi - (1-\delta)u_{t-1}^n + \theta\Delta u_{t-1}^n$  و جانشینی آن در عبارت (۱۰) رابطه زیر بدست می آید:

$$u_t = \psi - (1-\delta)u_{t-1}^n + \theta\Delta u_{t-1}^n + \zeta_t + \eta_t - \lambda\varepsilon_t$$

<sup>۱</sup> -reduced-form

عبارت  $\psi + \delta u_{t-1} + \theta \Delta u_{t-1}$  را اضافه و کم کرده و توجه شود که  $u_t^n - u_t = \lambda \varepsilon_t - \eta_t$  است، سپس  $u_{t-1}$  را از دو طرف عبارت کم می‌نمائیم. در نهایت عبارت زیر بدست می‌آید:

$$\Delta u_t = \psi - (1 - \delta)u_{t-1} + \theta \Delta u_{t-1} + \xi_t - \lambda \varepsilon_t + \eta_t + \delta(\lambda \varepsilon_{t-1} - \eta_{t-1}) + \theta(\lambda \Delta \varepsilon_{t-1} - \Delta \eta_{t-1}) \quad (14)$$

در این عبارت بیکاری به عنوان تابعی از وقایع گذشته و ترکیب خطی شوک های ساختاری حال و آینده می باشد و نرخ طبیعی بیکاری که غیر قابل مشاهده است در این عبارت وجود ندارد. همچنین فرض می کنیم که  $\xi_t, \varepsilon_t, \eta_t$  دو به دو غیر همبسته اند و با توجه به فروزی که درباره شوک های ساختاری وجود دارد، جملات خطای فرم تقلیل یافته توزیع نرمال با میانگین صفر دارند و غیر همبسته اند و احتمالاً واریانس ناهمسانی شرطی دارند. این رابطه در واقع به گونه ای الگوی میانگین متحرک خود همبسته<sup>۱</sup> (ARMA) را برای نرخ بیکاری نشان می دهد و در حالتی که فرض شود نرخ طبیعی بیکاری I(1) است ( $\delta = 1$  است)، نرخ بیکاری واقعی از فرایند ARIMA(1,1,2) تبعیت می کند و اگر فرض گردد که نرخ طبیعی بیکاری I(0) است ( $0 < \delta < 1$  است)، در آن صورت نرخ بیکاری واقعی از فرایند ARIMA(2,0,2) تبعیت می کند. با توجه به اینکه در این مطالعه نرخ طبیعی بیکاری I(1) است، بنابراین به منظور بررسی رفتار نرخ تورم و بیکاری در ایران از متغیرهای تورم و نرخ بیکاری از فصل دوم سال ۱۳۸۴ الی فصل سوم سال ۱۳۸۹<sup>۲</sup> استفاده می گردد. ابتدا یک الگوی میانگین متحرک خود همبسته (ARMA) برای نرخ بیکاری را برازش می کنیم و اثر واریانس ناهمسانی شرطی برای بیکاری را بررسی می نماییم. سپس در صورت وجود اثر ناهمسانی واریانس، با استفاده از الگوی GARCH واریانس شرطی بیکاری را بدست می آوریم.<sup>۳</sup>

<sup>۱</sup> - Autoregressive Moving Average Model.

<sup>۲</sup> - شروع دوره را به دلیل دوره ریاست جمهوری جدید و تغییر سیاست های دولت و بانک مرکزی از فصل دوم

۱۳۸۴ انتخاب گردیده است، همچنین پایان دوره با توجه به اطلاعات موجود انتخاب گردیده است.

<sup>۳</sup> - الگوی GARCH توسط بولرسلف (Bollerslev, ۱۹۸۶) به عنوان تعمیمی از الگوهای ARCH مطرح شد..

در نهایت رابطه (۱۳) را با استفاده از روش حداکثر درستنمایی<sup>۱</sup> برآورد می کنیم. در پایان با استفاده از آزمون نسبت حداکثر درستنمایی<sup>۲</sup> بررسی می کنیم که محدودیت کدام الگو پذیرفته می شود و کدام الگو در توضیح رفتار نرخ تورم در ایران کاربرد دارد.

#### ۴- نتایج تجربی

پیش از برآورد الگوها، متغیرهای مورد استفاده در تحقیق با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و آزمون فیلیپس- پرون از نظر ایستایی بررسی گردیده اند که نتایج آن در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱)- نتایج آزمون ریشه واحد در سطح

نام متغیر	مقادیر اصلی آماره دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)	مقادیر اصلی آماره فیلیپس-پرون (PP)
نرخ تورم	-۲/۹۲	-۲/۹۴
نرخ بیکاری	۰/۱۵۹	-۳/۱۴

- مقدار بحرانی آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در سطح ۵٪، -۳/۶۴- می

باشد.

- مقدار بحرانی آزمون فیلیپس-پرون در سطح ۵٪، -۳/۶۴- می باشد.

همان طور که جدول (۱) نشان می دهد، نتایج آزمون ریشه واحد برای نرخ بیکاری و نرخ تورم در سطح نشان از وجود ریشه واحد دارد. بنابراین، آزمون های ریشه واحد برای تفاضل مرتبه اول این متغیرها نیز انجام شده است. نتایج این آزمون ها در جدول (۲) گزارش گردیده است. همان طور که مشاهده می گردد هر دو متغیر نرخ بیکاری و نرخ تورم دارای مرتبه جمعی یک یا  $I(1)$  می باشند.

<sup>1</sup> -Maximum likelihood.

<sup>2</sup> -Likelihood ratio test (LR).



جدول (۲) نتایج آزمون ریشه واحد با یکبار تفاضل گیری

مقادیر اصلی آماره	مقادیر اصلی آماره دیکی	نام متغیر
-۱۴/۱	-۷/۸۷	نرخ بیکاری
-۸/۴	-۷/۶۱	نرخ تورم

- مقدار بحرانی آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در سطح ۰.۵٪، -۳/۶۵- می

باشد.

- مقدار بحرانی آزمون فیلیپس-پرون در سطح ۰.۵٪، -۳/۶۵- می باشد. با توجه به رابطه (۱۴) و در نظر گرفته این که نرخ طبیعی بیکاری  $I(1)$  می باشد، الگوی  $ARIMA(1,1,2)$  را برای نرخ بیکاری برآورد می کنیم. حال برای اینکه مطمئن گردیم برازش مناسبی از الگوی  $ARIMA$  انجام داده ایم، آزمون لجانگ-باکس ( $Q$ ) را انجام می دهیم تا عدم وجود خودهمبستگی پی در پی در باقیمانده ها را بررسی کنیم. اگر آماره  $Q$  محاسبه شده از مقدار کای - دو ( $\chi^2$ ) در سطح احتمال معین کوچکتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم خود همبستگی در باقیمانده ها رد نمی شود. نتایج تخمین الگوی  $ARIMA$  و آزمون لجانگ-باکس در جدول (۳) ارائه شده است. با توجه به نتایج جدول (۳)، مقادیر آماره  $Q(3)$ ،  $Q(6)$ ،  $Q(9)$  و  $Q(12)$  برای الگو از  $\chi^2(3)$ ،  $\chi^2(6)$ ،  $\chi^2(9)$  و  $\chi^2(12)$  در سطح معناداری ۰/۰۵ کوچکتر است، بنابراین فرضیه صفر مبتنی بر عدم خود همبستگی در باقیمانده ها رد نمی شود.

جدول (۳) -نتایج آزمون لجانگ-باکس

آماره اصلی لجانگ-باکس				
$Q(1)$	$Q(3)$	$Q(6)$	$Q(9)$	$Q(12)$
۰/۴۳	۳/۰۷	۱۰/۲۲	۱۰/۵۶	۱۰/۵۶

قبل از برآورد الگو واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیو تعمیم یافته باید اطمینان حاصل کرد که آیا اثر  $ARCH$  در الگوی  $ARIMA$  انتخابی وجود دارد.

جدول (۴) - نتایج آزمون اثر ARCH

نام متغیر	آزمون LM		آزمون F	
	$\chi^2$	سطح	F	سطح
نرخ	۷/۰۷	۰/۰۶	۳/۰۹	۰/۰۶

نتایج جدول (۴) حاکی از وجود اثر ARCH برای متغیر بیکاری می باشد، بنابراین فرضیه مبنی بر عدم وجود اثر ARCH رد می شود و ویژگی واریانس ناهمسانی برای نرخ بیکاری در سطح ۶ درصد رد نمی شود. با توجه به اینکه بولرسلف (۱۹۸۶) و آکگیری (۱۹۸۹)<sup>۱</sup> به صورت تجربی به این نتیجه دست یافته اند که الگوی GARCH(1,1) اغلب اوقات بهترین برازش برای داده ها است. بنابراین الگوی GARCH(1,1) را برای نرخ بیکاری برآورد کرده و سپس واریانس شرطی نرخ بیکاری را بدست آورده. حال برای اینکه مطمئن شویم تصریح مناسبی از الگوهای GARCH انتخابی انجام داده ایم، آماره لجانگ-باکس را برای جملات باقیمانده معادلات GARCH بدست می آوریم که حاکی از عدم همبستگی در باقیمانده ها است. همچنین آزمون اثر ARCH برای جملات باقیمانده الگوی GARCH حاکی از عدم وجود اثر ناهمسانی واریانس است. در واقع اگر الگوی GARCH به درستی تصریح شده باشد، جملات باقیمانده دارای ناهمسانی واریانس و خود همبستگی نیستند. بنابراین الگو مناسبی برازش گردیده است. این نتایج در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول (۵) نتایج تخمین الگوی GARCH

متغیر	الگوی انتخابی	آزمون LM		آزمون F		آماره لجانگ-	
		$\chi^2$	سطح	F	سطح	Q(۳)	Q(۱۲)
نرخ	GARCH(۱,۱)	۰/۴۳	۰/۵۱	۰/۳۹	۰/۵۳	۱/۹۸	۷/۵۹

اکنون با استفاده از روش حداکثر درستنمایی الگوی مورد نظر برآورد می گردد. این سیستم شامل معادله تورم (۱۳) و الگوی ARIMA(1,1,2) برای نرخ بیکاری می باشد. در جدول (۶) نتایج تخمین حداکثر درستنمایی برای الگوی (۱۳) نشان داده شده

<sup>۱</sup> - Akgiray.

است. نتایج تخمین الگوی بارو-گوردون در ستون اول جدول (۶) نشان داده شده است. این الگو از اعمال محدودیت  $0 \rightarrow \gamma$  در الگوی نامتقارن معمولی بدست آمده است. در این الگو ترجیحات بانک مرکزی درجه دوم است و واریانس شرطی بیکاری هیچ قدرت توضیح دهنده‌گی برای تورم ندارد و  $c=0$  است. از طرفی در این الگو نیز ضریب  $b$  به لحاظ آماری معنادار نیست.

در ستون دوم این جدول نتایج تخمین الگوی عمومی با ترجیحات نامتقارن بانک مرکزی و هدف نرخ بیکاری که متناسب با نرخ طبیعی بیکاری می‌باشد، گزارش شده است. این الگو هیچ محدودیتی بر ترجیحات و هدف نرخ بیکاری بانک مرکزی که متناسب با نرخ طبیعی بیکاری است اعمال نکرده است. در این الگو ضریب نرخ بیکاری ( $b$ ) به لحاظ آماری بی معنی است. به عبارت دیگر فرضیه صفر بودن این ضریب از نظر آماری رد نشده است. با توجه به مبحث قسمت نظری این بدان معناست که بانک مرکزی نرخ بیکاری هدف را دقیقاً برابر با سطح نرخ طبیعی بیکاری قرار داده است ( $k=1$ ). همچنین در این الگو ضریب واریانس شرطی بیکاری مثبت و معنادار است، بنابراین واریانس شرطی بیکاری به طور معناداری مهم تر از سطح بیکاری در توضیح تورم می باشد.

از آنجا که الگوی بارو-گوردون و الگوی عمومی نامتقارن ساختاری شبیه به هم دارند، می توان با استفاده از آزمون LR فرضیه صفر  $c=0$  را آزمون کنیم. تحت فرضیه صفر، آماره LR توزیع  $\chi^2$  با یک درجه آزادی دارد، از آنجا که مقدار این آماره بیشتر از سطح بحرانی ۵٪ است، بنابراین محدودیتی که توسط الگوی بارو-گوردون اعمال شده است، رد می شود. این بدان معنی است که بانک مرکزی ترجیحات متقارن ندارد.

حالت دیگر الگوی ترجیحات نامتقارن این است که بانک مرکزی هدف نرخ بیکاری را برابر نرخ بیکاری طبیعی قرار داده است ( $k=1$ ). در این الگو  $b=0$  است، بدین معنی که سطح نرخ بیکاری در پیش بینی تورم مفید نمی باشد. این الگو در ستون سوم جدول (۶) نشان داده شده است. در این الگو ضریب واریانس شرطی نرخ بیکاری مثبت می باشد، بدین معنی است که  $\gamma > 0$  است و بانک مرکزی به انحراف مثبت بیکاری از نرخ طبیعی نسبت به انحراف منفی اهمیت بیشتری می دهد. در واقع زمانی که

ترجیحات متقارن نیست، رفتار محتاطانه بیشتر افزایش می یابد بنابراین واریانس شرطی بیکاری در توضیح نرخ تورم نقش دارد. آزمون LR برای محدودیت  $b=0$  آماره  $2/52$  را می دهد که زیر سطح مقدار بحرانی  $\chi^2$  با یک درجه آزادی در سطح معناداری  $5\%$  می باشد، بنابراین این محدودیت رد نمی گردد. بنابراین بانک مرکزی دارای ترجیحات نامتقارن می باشد.

جدول (۶) تخمین حداکثر درستنمایی

ضرایب	الگو		
	بارو-گوردون	عمومی	عدم تقارن with $k = 1$
A	۹/۶۶**	۷/۲۱*	۱/۷۸
B	-۰/۵۳	-۰/۴۳	-
C	-	۱/۰۸**	۱/۳۷
مقدار لگاریتم درستنمایی	-۴۵/۶	-۳۶/۴۳	-۳۷/۶۹
آماره LR ( $H:c=0$ )	۱۸/۳۴	-	-
آماره LR ( $H:b=0$ )	-	-	۲/۵۲

- عددهای داخل پرانتز، انحراف معیار ضرایب را نشان می دهند و علامت\* به معنی معناداری ضریب در سطح عدم اطمینان  $5\%$  و \*\* به معنی معناداری ضریب در سطح عدم اطمینان  $1\%$  می باشد.

براساس این نتایج، نرخ تورم ایران توسط الگوی با وجود عدم تقارن که در آن بانک مرکزی اهمیت بیشتری به انحراف مثبت بیکاری نسبت به انحراف منفی بیکاری از نرخ طبیعی بیکاری می دهد بهتر توضیح داده می شود. بنابراین الگوی بارو-گوردون با وجود ترجیحات متقارن درجه دوم بانک مرکزی که در آن نرخ بیکاری هدف کم تر از نرخ طبیعی بیکاری است الگوی مناسبی برای بررسی رفتار تورم و بیکاری در ایران نمی باشد. اما الگوی کوکرم-گیرلاچ که در آن بانک مرکزی دارای ترجیحات نامتقارن می باشد و هدف نرخ بیکاری را برابر نرخ بیکاری طبیعی قرار داده است، رفتار تورم و بیکاری را بهتر از الگوی بارو-گوردون توضیح میدهد.

علاوه بر این نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌گذاران می‌توانند با اتخاذ سیاست‌هایی که موجب کاهش نوسانات در بازار کار و نرخ بیکاری می‌گردد از ایجاد تغییرات در نرخ تورم جلوگیری نمایند. در واقع نوسان در نرخ بیکاری سبب می‌گردد که مقامات پولی از سیاست‌های پولی صلاح‌دیدنی استفاده نمایند. سیاست‌گذار با اتخاذ سیاست پولی در صدد کاهش بیکاری خواهد بود اما زمانی که مردم از هدف سیاست‌گذار آگاه باشند، بیکاری کاهش نخواهد یافت، و این امر فقط موجب افزایش تورم خواهد گردید. علت آن است که در این الگو مردم انتظاراتشان را به صورت عقلایی شکل می‌دهند و سیاست‌گذار در هر دوره مشروط به انتظارات مردم، سیاست بهینه را انتخاب می‌کند. بنابراین اگر سیاست‌گذاران به قاعده سیاست پولی که بدان متعهد گردیده‌اند عمل نمایند، می‌توانند از ایجاد تغییرات در تورم در هر دوره جلوگیری کنند.<sup>۱</sup>

### ۵- نتیجه‌گیری

این تحقیق به بررسی ناسازگاری زمانی سیاست پولی با استفاده از نظریه بازی‌ها پرداخته و قدرت پیش‌بینی الگوی بارو-گوردون، الگوی عمومی و حالت خاصی از الگوی کوکرمین-گیرلاچ را برای ایران مورد مطالعه قرار می‌دهد. در الگوی عمومی ترجیحات بانک مرکزی نامتقارن است، به گونه‌ای که بانک مرکزی می‌تواند اهمیت بیشتر و یا کمتری به انحراف مثبت و منفی بیکاری از نرخ هدف بیکاری بدهد و همچنین نرخ هدف بیکاری متناسب با نرخ طبیعی بیکاری می‌باشد. الگو با استفاده از داده‌های فصلی تورم و بیکاری و توسط روش حداکثر درست‌نمایی برای ایران تخمین زده شده است. نتایج حاکی از آن است که واریانس شرطی بیکاری در توضیح تورم نسبت به سطح بیکاری نقش مهمتری ایفا می‌کند. بنابراین نوسانات بیکاری می‌تواند سبب تغییر در نرخ تورم گردد. ضریب واریانس شرطی بیکاری مثبت است. بر اساس نتایج، بانک مرکزی به انحراف مثبت بیکاری از نرخ هدف نسبت به انحراف منفی بیکاری وزن و اهمیت بیشتری می‌دهد. به بیانی دیگر ترجیحات بانک مرکزی در ایران نامتقارن می‌باشد. تخمین ضرایب فرم حل شده نشان می‌دهد که نرخ بیکاری هدف بانک مرکزی

<sup>۱</sup> البته اینکه سیاست‌پیروی از قاعده در مقابل سیاست صلاح‌دیدنی مسئولین پولی چه مزایا و معایبی برای جامعه دارد و چه رویکردی مناسب‌تر است خود مبحث جداگانه‌ای است که احتیاج به پژوهش مستقل دارد.

همان نرخ طبیعی بیکاری می باشد. همچنین آزمون LR نشان می دهد که الگوی بارو-گوردون برای توضیح رفتار بانک مرکزی در ایران مناسب نمی باشد. الگو با وجود رفتار نامتقارن بهتر می تواند رفتار مسئولین پولی را در طی دروه مورد مطالعه توضیح دهد.

در واقع با افزایش بیکاری سیاستگذار تلاش می کند که بیکاری را کاهش دهد، در نتیجه به قاعده سیاست پولی که به آن متعهد گردیده است عمل نمی کند و باعث ایجاد تورم در هر دوره می شوند. اما از طرفی بنگاه های خصوصی انتظارات خود را به صورت عقلایی تشکیل می دهند و می دانند که سیاستگذار پولی، آن ها را فریب می دهد. بنابراین تورم را پیش بینی می کنند و هرگونه تاثیر سیاست سیاستگذار پولی برای کاهش بیکاری را خنثی می نمایند، در نتیجه اشتغال در سطح خود باقی مانده یا تغییر آنچنانی نمی نماید اما سیاست پولی انبساطی باعث ایجاد تورم می گردد. این همان بحثی است که در ادبیات اقتصاد کلان و پولی به عنوان گرایش تورمی<sup>۱</sup> شناخته می شود.

با توجه نتایج بدست آمده و اینکه نوسانات بیکاری می تواند سبب تغییر در نرخ تورم گردد و انحراف مثبت بیکاری از نرخ هدف نسبت به انحراف منفی بیکاری از نرخ هدف سبب تغییر بیشتری در نرخ تورم می گردد، پیشنهاد می گردد که سیاستگذاران به منظور جلوگیری از تغییر در نرخ تورم، از اتخاذ سیاست هایی که منجر به ایجاد نوسان در بازار کار به خصوص اگر این نوسانات موجب انحراف مثبت نرخ بیکاری از سطح هدف خود گردد، خودداری نمایند.

#### منابع و مأخذ

- Abbasinejad, Hossein, (2001), Advance Econometrics, Tehran University Publication.
- Afshari, Zahra, Yazdan Panah, Ahmad & Bayat , Marzieh (2010), "Nairu And Economic Policy Making in Economy Iran", Tahghighat- E- Eghtesadi journal, Volume: 44, Issue: 2.

<sup>1</sup> Inflationary bias

- Barro, R.J. and Gordon, D. (1983a), "A positive theory of monetary policy in a natural rate model", *Journal of Political Economy*, Vol. 91 No. 4, pp. 589-610.
- Barro, R.J. and Gordon, D. (1983b), "Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12 No. 1, pp. 101-21.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979), "Distribution of the estimator for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74 No. 366, pp. 427-31.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, Vol. 49 No. 4, pp. 1057-72.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987), "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, Vol. 55 No. 4, pp. 251-76.
- Friedman, B.M. (2000), "Monetary policy", NBER Working Paper No. 8057", National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Friedman, J.W. (1971), "A Non-cooperative equilibrium for super games", *The Review of Economic Studies*, Vol. 38 No. 1, pp. 1-12.
- Hamilton, J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Hu'lya Kanalici Akay & Mehmet Nargelecekenler, (2007), Is there the time-inconsistency problem in Turkey? *Journal of Economic Studies* Vol. 34 No. 5, pp. 389-400
- Johansen, S. (1991), "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian autoregressive models", *Econometrica*, Vol. 59 No. 6, pp. 1551-80.
- Karimpour, Ali (2011), *Analyzing of Time inconsistency about inflation in Iran*, Master of since thesis, faculty of economics, university of Tehran.

- King, R. (2006), “Discretionary Policy and Multiple Equilibria”, Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly, Vol. 92, No. 1 pp. 1-9.
- Kydland, F.E. and Prescott, E.C. (1977), “Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans”, Journal of Political Economy, Vol. 85 No. 3, pp. 473-91.
- Ng, S. and Peron, P. (1995), “Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag”, Journal of the American Statistical Association, Vol. 90 No. 429, pp. 268-81.
- Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988), “Testing for unit roots in time series regression”, Biometrika, Vol. 75 No. 2, pp. 335-46.
- Said, E.S. and Dickey, D.A. (1984), “Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order”, Biometrika, Vol. 71 No. 3, pp. 599-607.
- Snowdon, Brian (2004), translated by: Khalili Araghi, Mansour & Souri, Ali, A modern Guide to macroeconomics: an introduction to competing school of thought, Baradaran publication, Ed 1.