اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۷، شمارهٔ ۱۰۸، زمستان ۱۳۹۸

DOI: 10.30490/aead.2020.252372.0

برآورد شکاف تولید بخش کشاورزی و تأثیر آن بر نرخ تورم در مناطق روستایی ایران: نقدی بر نظریه‌های لوکاس

محمدرضا رضایی‌فر[۱]، محمدرضا زارع مهرجردی[۲]، حسین مهرابی بشرآبادی[۳]

تاریخ دریافت: ۹۶/۱/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۷/۹/۵

چکیده

از آنجا که سهم شاغلان مناطق روستایی در بخش کشاورزی بیش از بخش‌های خدمات و صنعت است، با شناسایی و تبیین ارتباط بین شکاف تولید بخش کشاورزی و تورم در مناطق روستایی، می‌توان به تصمیم‌گیری‌های اقتصادی در مورد این مناطق کمک کرد. از این‌رو،

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد منابع طبیعی و محیط زیست، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان، ایران. (rezaifarm2015@gmail.com)

۲. نویسندهٔ مسئول و دانشیار اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان، ایران. (zare@mail.uk.ac.ir)

۳. استاد اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان، ایران. (hmehrabi2000@gmail.com)

هدف مطالعهٔ حاضر برآورد شکاف تولید بخش کشاورزی و تأثیر آن بر نرخ تورم در مناطق روستایی ایران از نگاه منحنی فیلیپس کلاسیک‌های جدید و برای دورهٔ زمانی ۹۲-۱۳۶۵ بود. بدین منظور، از روش خودتوضیح با وقفهٔ توزیعی (ARDL) استفاده شد. نتایج نشان داد که نظریه‌های انتظارات عقلایی و خنثایی پول لوکاس برای مناطق روستایی ایران قابل پذیرش نیست؛ به دیگر سخن، در کوتاه‌مدت و بلندمدت، تأثیر سیاست‌های پولی بر تورم، اشتغال و شکاف تولید در مناطق روستایی ایران مثبت است؛ همچنین، در مناطق روستایی ایران، منحنی فیلیپس در کوتاه‌مدت و بلندمدت معنی‌دار و نزولی بوده و بنابراین، رابطهٔ تورم و بیکاری منفی و اما رابطهٔ تورم و شکاف تولید مثبت است. نتایج تحقیق حاکی از این بود که تورم مناطق روستایی صرفاً یک پدیده پولی نیست و متغیر حقیقی شکاف تولید بخش کشاورزی نیز بر آن تأثیر می‌گذارد. بنابراین، برای کنترل تورم مناطق روستایی، باید علاوه بر سیاست‌های پولی، بخش‌های واقعی نیز مورد توجه قرار گیرد.

طبقه‌بندی JEL: J65, E24

کلیدواژه‌ها: *خنثایی پول، تولید بالقوهٔ روستایی، نیوکلاسیک‌ها، تورم، بیکاری، ایران.*

مقدمه

تولید بالفعل عبارت است از ظرفیت تولید واقعی که بر اساس سطوح فعالیت اسمی نهاده‌های اقتصادی (در کوتاه‌مدت و میان‌مدت)، تنظیم شده و متأثر از سیاست‌های کوتاه‌مدت (سمت تقاضا) و بلندمدت (سمت عرضه) است. تولید بالقوه، از دیدگاه عرضه، حداکثر تولیدی است که با استفاده از عوامل تولید بالقوه، می‌توان بدان رسید. ولی در ادبیات اقتصادی، تعریف تولید بالقوه مبتنی است بر آنچه اوکان[1] ارائه کرده است. وی از حداکثر تولید صورت‌گرفته در یک اقتصاد، بدون اینکه بار اضافی بر آن تحمیل و منجر به ایجاد وقایع ناخوشایند شئد، با عنوان

1. Okun

«تولید بالقوه» نام می‌برد. منظور از وقایع ناخوشایند عمدتاً نرخ فزاینده تورم و پیامدهای آن است (۵). آگاهی از میزان تولید بالقوه و شکاف تولید ناخالص داخلی (GDP) واقعی در جهت‌دهی به سیاست‌های پولی و مالی و نیز کنترل تورم و بیکاری حائز اهمیت است (۳). از این‌رو، تولید بالقوه و انحراف آن از تولید واقعی از مباحث مهم و جالب توجه در اقتصاد کلان به‌شمار می‌رود.

بر اساس منحنی فیلیپس، نوعی ارتباط منفی بین تورم و بیکاری وجود دارد، زیرا به‌دلیل وجود توهم پولی، آثار تغییرات قیمت از سوی کارگران به‌درستی پیش‌بینی نمی‌شود و در نتیجه، با افزایش قیمت، دستمزدها به همان اندازه افزایش نمی‌یابد؛ و از این‌رو، دستمزد حقیقی کاهش پیدا کرده، استخدام از سوی بنگاه‌ها بالا رفته، تولید و اشتغال افزایش می‌یابد. بنابراین، می‌توان گفت که تورم و بیکاری رابطهٔ منفی ولی تورم و تولید رابطهٔ مثبت دارند. فریدمن و فیلپس، با وارد کردن انتظارات تورمی در منحنی فیلیپس، نشان دادند که رابطهٔ یادشده تنها در کوتاه‌مدت ملاحظه می‌شود و در بلندمدت و با تعدیل انتظارت تورمی، منحنی فیلیپس عمودی می‌شود؛ و از این‌رو، برخلاف الگوی سنتی، دیگر شیب منحنی منفی نبوده، بین تورم و بیکاری رابطه معکوس وجود ندارد، بلکه تورم و بیکاری می‌توانند به‌همراه هم افزایش (یا کاهش) یابند. در نتیجه، رابطهٔ مثبت بین تورم و تولید منتفی خواهد بود. دیدگاه رابرت لوکاس و دیگر نظریه‌پردازان انتظارات عقلایی از این هم فراتر می‌رود. آنها بر این باورند که چنانچه سیاست‌های پولی به‌صورت پیش‌بینی‌شده و اعلام‌شده اجرا شوند، حتی در کوتاه‌مدت نیز منحنی فیلیپس عمودی است و سیاست اقتصادی اثری بر تولید و اشتغال ندارد؛ پس، پیوند مثبت بین تورم و تولید نه در کوتاه‌مدت و نه در بلندمدت قابل قبول نخواهد بود (۷). در رارتباط با منحنی فیلیپس و بررسی رابطه تولید و تورم، مطالعات متعددی انجام شده است که در ادامه، به برخی از آنها اشاره می‌شود.

قوام مسعودی و تشکینی (۱۵)، به‌منظور بررسی ارتباط بلندمدت بین نرخ تورم و عوامل مؤثر بر آن برای دوره زمانی ۸۱-۱۳۳۸، از روش اقتصادسنجی خودتوضیح برداری با وقفه‌های

گسترده استفاده کردند. نتایج نشان داد که تولید، شاخص قیمت کالاهای وارداتی، حجم نقدینگی و نرخ ارز از متغیرهای اثرگذار بر نرخ تورم در اقتصاد ایران است. جلایی و شیرافکن(۸)، با توجه به منحنی فیلیپس نیوکینزینی، به بررسی اثرات سیاست‌های انبساطی پولی در اقتصاد ایران بر میزان طبیعی بیکاری و نرخ تورم غیرافزایشی بیکاری[1] طی سال‌های ۸۴-۱۳۳۸ پرداختند. بدین منظور، از روش‌های سری زمانی مبتنی بر شیوهٔ VAR و روش‌های ساختاری مبتنی بر شیوهٔ OLS بهره بردند. نتایج تأییدکنندهٔ نظریهٔ کینزین‌های جدید در اقتصاد ایران با در نظر گرفتن انتظارات تطبیقی و انتظارات عقلایی بود؛ به دیگر سخن، منحنی فیلیپس در اقتصاد ایران با در نظر گرفتن انتظارات تطبیقی و انتظارات عقلایی در بلندمدت و کوتاه‌مدت دارای شیب منفی است و سیاست‌های پولی انبساطی بر متغیرهای واقعی اقتصاد تأثیر می‌گذارند. عباسی‌نژاد و همکاران (۱)، بر اساس داده‌های ماهانهٔ سال‌های ۸۷-۱۳۸۳، به اندازه‌گیری تورم پایه در اقتصاد ایران پرداختند، زیرا استفاده از تورم پایه منجر به افزایش کارآیی سیاست پولی می‌شود. این افزایش بدان دلیل رخ می‌دهد که تورم پایه جزء پایدار تورم را از جزء موقتی جدا می‌کند. نتایج مطالعه نشان داد که تورم در اقتصاد پدیده‌ای قابل کنترل از طریق اتخاذ چارچوب سیاستی هدف‌گذاری تورم در قالب یک برنامه پنج‌ساله است. امامی و علیا (۵)، با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۵ و با استفاده از شیوهٔ فیلترینگ هادریک-پرسکات، تولید بالقوه و شکاف تولید را برآورد کردند؛ سپس، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، به برآورد رابطه بین تورم و شکاف تولید در قالب منحنی فیلیپس نیوکینزین‌ها پرداختند. نتایج تحقیق، منطبق بر نظریه‌های کینزین‌های جدید بود. در این تحقیق، منحنی فیلیپس با شیب نسبتاً تند برآورد شده است. شیب تند منحنی فیلیپس در بلندمدت حاکی از این است که اگر تکانه افزایش تقاضا اتفاق بیفتد، این تکانه موجب افزایش محصول نیز می‌شود. رحمانی و امیری (۱۶) به ارزیابی منحنی فیلیپس هیبریدی[2] کینزین‌های جدید و بررسی تجربی

1. Non-Acceleration Inflation Rate of Unemployment (NAIRU)

۲. منحنی فیلیپسی که شامل تورم انتظاری و تورم دوره قبل باشد.

آن در ایران با استفاده از تحلیل مدل‌های قیمت‌گذاری و مباحث چسبندگی دستمزدها و قیمت‌ها پرداختند و این منحنی برای اقتصاد ایران در دوره زمانی ۸۶-۱۳۵۴ که با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برآورد شده است، نشان می‌دهد که بنگاه‌ها در تنظیم قیمت خود به ترکیبی از روش‌های آینده‌نگر و گذشته‌نگر توجه می‌کنند که سهم هر کدام از قیمت‌ها تقریباً به‌طور مساوی تقسیم شده است. توکلیان (۲۳)، در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی[1]، منحنی فیلیپس نیوکینزین‌ها بر اساس داده‌های فصلی ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۷ را مورد بررسی قرار داده است. در این مطالعه، سه نوع منحنی فیلیپس همراه با دو رفتار مربوط به سیاست بانک مرکزی ارزیابی شده، که هدف از آن انتخاب یک مدل نزدیک به واقعیت‌های اقتصاد ایران است. بر پایهٔ نتایج این مطالعه، گونه‌ای از منحنی فیلیپس به اقتصاد ایران نزدیک است که شامل تورم انتظاری و تورم دوره قبل باشد (منحنی فیلیپس نیوکینزین هیبریدی). همچنین، هرچه وزن اختصاص‌یافته به تورم دوره قبل نسبت به وزن تورم انتظاری بیشتر باشد، نتیجه بهتری حاصل می‌شود. به دیگر سخن، سکون تورم نقش مهمی در تورم جاری دارد. محمدی و همکاران(۱۱)، بر اساس داده‌های سالانه سال‌های ۸۵-۱۳۵۷، تلاش کردند تا با احتساب عوامل مشترک مؤثر بر تورم دستمزدی و میزان بیکاری در قالب نظام معادلات همزمان، به تحلیل رابطه علی بین این دو متغیر بر مبنای رابطه منحنی فیلیپس بپردازند. بدین منظور، دو مدل برآورد شد که در یکی، نرخ تورم دستمزدی هر دوره تابعی از نرخ بیکاری همان دوره و نرخ تورم دستمزدی دوره قبل و در دیگری، نرخ تورم هر دوره تابعی از تولید و دستمزدهای همان دوره و تورم دوره قبل است. نتایج این مطالعه نشان داد که رابطه منحنی فیلیپس طی دوره ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۵ در ایران برقرار است.

در پی، به پاره‌ای از مطالعات مهم خارجی درباره برآورد منحنی فیلیپس نیز اشاره می‌شود. اپل و جانسون (۲)، که روش جدیدی برای تخمین تولید بالقوه و نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان (NAIRU) پیشنهاد کرده‌اند، به معرفی مجموعه معادلاتی به‌منظور برآورد تولید

1. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)

بالقوه و نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان بر اساس داده‌های فصلی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۶ برای کشور سوئد پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که رابطهٔ بین تورم و بیکاری منفی بوده و افزون بر آن، رابطهٔ بیکاری دوره‌ای و تولید دوره‌ای نیز منفی است. شوئیبه و وینز (۱۹) به مدل‌سازی تورم چین با استفاده از یک منحنی فیلیپس «شکاف محصول» و یا اختلاف میان محصول بالقوه و محصول بالفعل پرداختند. آنها با استفاده از داده‌های فصلی ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۲، منحنی فیلیپس بلندمدت عمودی را برای چین تخمین زدند؛ نتایج نشان داد که شکاف محصول، نرخ ارز و انتظارات تورمی نقش مهمی در توضیح تورم ایفا می‌کنند. سچورفهیده(۲۰)، با استفاده از روش‌های سیستمی برای تخمین پارامترهای منحنی فیلیپس هیبریدی، یک مدل کامل از کل اقتصاد را تصریح کرده است که بدان مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) می‌گویند. در مرحله بعد، وی پارامترهای ساختاری معادله را با استفاده از محدودیت‌هایی که فرآیند تعادل بر روی گشتاورهای متغیرهای قابل مشاهده وضع می‌کند، شناسایی کرده است. همچنین، بر اساس نتایج بررسی‌های او، احتمالاً تخمین‌های تک‌معادله‌ای سازگار نخواهند بود ،اما روش DSGE تخمین‌هایی سازگار از منحنی فیلیپس هیبریدی کینزین‌های جدید به‌دست خواهد داد. اوزلم اوندر (۱۲)، بر اساس داده‌های مربوط به نرخ تورم ماهانهٔ ترکیه در دورهٔ ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۴، بی‌ثباتی منحنی فیلیپس در این کشور را با استفاده از مدل شکست ساختاری و مدل مارکوف سوئیچینگ بررسی کرده و سپس، با ارزیابی عملکرد این دو مدل، بدین نتیجه رسیده است که منحنی فیلیپس ترکیه خطی نیست. ویماندا و همکاران (۲۴)، برای بررسی نقش تورم انتظاری گذشته‌نگر و آینده‌نگر در توضیح تورم در کشور اندونزی بر اساس داده‌های ماهانه از ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۸، از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده کردند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که در اندونزی، نقش انتظارات تورمی گذشته‌نگر در توضیح تورم این کشور بیش از انتضارات تورمی آینده‌نگر است. ویماندا (۲۵) به بررسی تأثیر کاهش نرخ ارز و رشد پول بر تورم در اندونزی پرداخته است و از این‌رو، با استفاده از مدل آستانه اعمال‌شده به منحنی فیلیپس افزوده و با استفاده از داده‌های ماهانه از

۱۹۸۰ تا ۲۰۰۸، بدین نتیجه رسیده است که اثر آستانه رشد پول بر تورم وجود دارد، اما هیچ‌گونه اثر آستانه کاهش نرخ ارز بر تورم وجود ندارد.

مطالعات مربوط به منحنی فیلیپس در ایران اغلب در حیطه منحنی فیلیپس نیوکینزین‌ها انجام شده و به‌ندرت محققان ایرانی به حیطه منحنی فیلیپس نیوکلاسیک‌ها وارد شده‌اند، که می‌توان دلیل اصلی آن را مطالعات انجام‌گرفته از قبل و وجود منبع کافی در این زمینه دانست. همچنین، در مطالعات داخلی در زمینهٔ عوامل مؤثر بر تورم، به مقولهٔ سیاست‌های پولی و تولید پرداخته شده است. با توجه به اهمیت تورم، بیکاری، تولید اعم از بخش کشاورزی و روستایی، سیاست‌های پولی در مناطق روستایی، مطالعه‌ای توأمان به سیاق پژوهش حاضر در ایران ضروری به‌نظر می‌رسید.

در چند سال اخیر، تورم در کشور با نرخی نگران‌کننده در حال افزایش بوده است. طی چند دههٔ گذشته، اقتصاد ایران پدیدهٔ تورم را تجربه کرده است و بدون تردید، می‌توان گفت که تورم از مهم‌ترین مسائل اقتصادی بوده و ابعاد آن در مطالعات تجربی متعدد مورد بحث و بررسی قرار گرفته است. تورم اخیر ایران، که در رویدادهای سال‌های اولیه دهه ۱۳۵۰ ریشه دارد، ابتدا از بازار عوامل تولید شروع شد و سپس، رفته‌رفته به بازار کالا سرایت کرد، که این تورم توأم با مجموعه‌ای از مشکلات اجتماعی و تنگناهای سیاسی ادامه یافت (۱).

رشد مناسب بخش کشاورزی، به‌رغم خشکسالی‌های اخیر، نشان‌دهندهٔ وجود ظرفیت‌های بالقوه زیاد این بخش برای افزایش تولید و توسعه بیشتر است. برخی از دستاوردهای بخش کشاورزی برای اقتصاد ملی در شرایطی است که سهم این بخش از کل منابع سرمایه‌گذاری‌شدهٔ دولت در سی سال گذشته همواره کمتر از شش درصد بوده است. در واقع، بخش کشاورزی با حداقل سرمایه‌گذاری ریالی و ارزی، نقشی تعیین‌کننده در اقتصاد ملی داشته است. بنابراین، نقش مهم نواحی روستایی در اقتصاد ملی به‌ویژه از طریق تولیدات کشاورزی ایجاب می‌کند که برای تداوم و تقویت این نقش، به نواحی روستایی به‌عنوان عرصه مهم این فعالیت بیشتر توجه شود (۱۸). در واقع، مناطق روستایی بستر تولید محصولات کشاورزی

محسوب می‌شوند. بنابراین، نگرش برنامه‌ریزان به بخش کشاورزی نباید صرفاً به‌مثابه نوعی «ماشین تولید» باشد، بلکه باید روستا را بستر زندگی و معیشت بخشی از جمعیت انسانی کشور در نظر گرفت (۴).

در دوره زمانی ۹۲-۱۳۸۰، به‌طور متوسط، ۵۱/۹ درصد از شاغلان مناطق روستایی در بخش کشاورزی، ۲۱/۳ درصد در بخش خدمات و ۲۶/۲ درصد در بخش صنعت فعالیت داشتند. بدین ترتیب، بیش از نیمی از شاغلان مناطق روستایی در بخش کشاورزی فعال بودند. این آمار اهمیت بخش کشاورزی در مناطق روستایی را به‌خوبی نشان می‌دهد (۱۷).

در نهایت، با توجه به دو معضل تورم و بیکاری در مناطق روستایی و نیز تجارب سایر کشورها در این زمینه، اهمیت انجام بررسی رابطهٔ بین تورم و بیکاری در مناطق روستایی بدیهی می‌نماید. همچنین، از آنجا که سهم شاغلان مناطق روستایی در بخش کشاورزی بیشتر از بخش‌های خدمات و صنعت است، این سؤال پیش می‌آید که آیا بین تورم در مناطق روستایی و شکاف تولید بخش کشاورزی رابطه مثبت و معنی‌دار وجود دارد؟؛ و به دیگر سخن، نظریه‌های لوکاس در مورد مناطق روستایی ایران صدق می‌کند یا خیر؟. همچنین، در مطالعات انجام‌شده، موضوعات مربوط به منحنی فیلیپس تنها به رابطهٔ بین تورم و بیکاری پرداخته شده و تأثیر عوامل مؤثر بر تورم به‌صورت جداگانه مورد بررسی قرار گرفته است. بنابراین، با شناسایی و تبیین ارتباط بین شکاف تولید بخش کشاورزی و تورم در مناطق روستایی، می‌توان به تصمیم‌گیری‌های اقتصادی در مورد این مناطق بسیار کمک کرد.

مبانی نظری و روش تحقیق

ویلیام فیلیپس (۱۳) نشان داد که یک رابطه باثبات و غیرخطی معکوس بین تغییرات نرخ دستمزدها و نرخ بیکاری در فاصله سال‌های ۱۸۶۱ تا ۱۹۵۷ در انگلستان وجود دارد. این بررسی بعداً با پژوهش‌های مستقل ریچارد لیپزی[1] در سال ۱۹۶۰ تکمیل شد. لیپزی نشان داد که یک

1. Richard George Lipsey, 1928

رابطه باثبات معکوس بین تورم ناشی از دستمزد و تقاضا برای کار وجود دارد. تبدیل رابطه جانشینی قیمت (به‌جای دستمزد) با نرخ بیکاری بعدها توسط سایر اقتصاددانان انجام گرفت. تبدیل این رابطه جانشینی اغلب بر اساس فرض تعیین قیمت بر مبنای هزینه هر واحد ناشی از عامل کار به‌علاوه یک مقدار ثابت صورت گرفته است. در این مورد، نرخ تورم، در حقیقت، از تفاوت بین تغییرات دستمزد پولی و بازدهی عامل کار تعریف شده است (۷).

بر اساس استدلال‌های مربوط به منحنی فیلیپس، اگر نرخ تورم واقعی کمتر از نرخ تورم انتظاری باشد ($P<Pe$)، در نتیجه، نرخ بیکاری واقعی بیشتر از سطح اشتغال کامل است ($U>U_n$) و تولید واقعی کمتر از تولید بالقوه ($Y<Y_p$، شکاف تولید منفی) و اقتصاد در شرایط رکودی قرار گیرد، آنگاه می‌توان نرخ بیکاری را به سمت U_n کاهش و تولید را بهY_p افزایش داد یا اقتصاد را به اشتغال کامل برگرداند؛ یا برعکس، اگر $P>Pe$ باشد، در نتیجه، $U<U_n$ و $Y>Y_p$ (شکاف تولید مثبت) و اقتصاد در شرایط تورمی قرار گیرد، می‌توان با سیاست انقباضی بیکاری را به U_n و تولید را به Y_p برگرداند و تورم را از بین برد. اگر مقدار تخمینی ضریب تورم انتظاری برابر با صفر باشد، رابطه بین تورم و بیکاری دقیقاً بر اساس منحنی فیلیپس اولیه خواهد بود. اگر مقدار تخمینی برابر با واحد باشد، به معنی عدم مبادله بلندمدت است (بنابراین، منحنی فیلیپس عمودی است). اگر مقدار تخمینی کمتر از واحد ولی بزرگ‌تر از صفر باشد، به معنی وجود مبادله کوتاه‌مدت و بلندمدت بوده، اما مبادله بلندمدت کمتر از کوتاه‌مدت است. این همان حالتی است که نیوکینزین‌ها در مورد منحنی فیلیپس متصورند که در آن، منحنی فیلیپس در بلندمدت با شیب تندتری نسبت به کوتاه‌مدت برآورد می‌شود (۵).

رابرت لوکاس (۹) به بررسی خنثایی پول در یک فضای تداخلی بین‌نسلی (OLG) با اقتصادی شامل دو بازار جزیره‌ای با جمعیت ثابت می‌پردازد. نتیجه اصلی مطالعه وی این است که وجود نقص در اطلاعات باعث می‌شود که کارگزاران اقتصادی در تشخیص تغییر قیمت‌های نسبی از قیمت‌های اسمی با مشکل مواجه شوند و از این‌رو، رابطه بین تولید و تورم در کوتاه‌مدت برقرار می‌شود.

گرچه موث در ۱۹۶۱ ایده انتظارات عقلایی را مطرح کرد، اما لوکاس مدافع اصلی و ارائه‌دهندهٔ این رویکرد بود. وی انتظارات عقلایی را در تحلیل اقتصاد کلان وارد کرد و به استفاده از نتایج آن در نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان پرداخت. دو نتیجه اصلی انتظارات عقلایی این است که در کوتاه‌مدت، میان تورم و بیکاری رابطه جانشینی وجود ندارد و ابزارهای سیاست اقتصادی ناکارآمد بوده و قادر به بهبود اوضاع نیستند. این کار به مکتب کلاسیک جدید انجامید، که بیانگر نتایج اقتصاد کلان قبل از کینز بود (۱۴).

کار دیگر لوکاس به «انتقاد لوکاس» معروف است، که باز هم به تحلیل عوامل بیکاری پرداخته است. نمونهٔ کاربردی انتقاد لوکاس به منحنی فیلیپس بازمی‌گردد. لوکاس نشان داد که استدلال منحنی فیلیپس مبتنی بر عاملان اقتصادی غیرعقلایی است. اگر سیاست‌گذاران تلاش کنند که اقتصاد را توسعه داده و نرخ بیکاری را کاهش دهند، این اقدام آنها منجر به انتظارات تورمی در بین عاملان اقتصادی عقلایی می‌شود. در این حالت، کارگران در ازای دستمزد واقعی کمتر، حاضر به کار بیشتر نبوده و نرخ بیکاری کاهش نخواهد یافت و تأثیر سیاست‌های محرک تقاضا به تورم می‌انجامد و بیکاری تغییر پیدا نمی‌کند. پس، میان بیکاری و تورم رابطه جانشینی وجود ندارد و نرخ طبیعی بیکاری مستقل از سیاست‌ها و بر اساس تصمیمات کارگران و بنگاه ها تعیین می‌شود (۱۴).

الگوی تحقیق

پس از بیان مباحث نظری و پژوهش‌های پیشین، اینک معادلات و دلایل استفاده از آنها ارائه می‌شود. همان‌گونه که پیش‌تر گفته شد، اپل و جانسون (۲) روشی جدید برای تخمین تولید بالقوه و میزان بیکاری متناسب با نرخ تورم غیرشتابان (NIIRU) پیشنهاد کرده‌اند. آنها با استفاده از معیار فیلتر کالمن شیوه‌ای را برای محاسبهٔ هم‌زمان تولید بالقوه و NIIRU با توجه به قانون اوکان و منحنی فیلیپس افزوده پیشنهاد می‌دهند. بدین منظور، مجموعه معادلات به کمک مقاله اپل و جانسون (۲) در نظر گرفته می‌شود:

$$\pi_t = \beta(L)\pi_{t-1} + \eta(L)(U_t - U_t^n) + \omega(L)Z_t + \varepsilon_t^a \quad (۱)$$

$$y_t - y_t^p = \phi(L)(U_t - U_t^n) + \varepsilon_t^b \quad (۲)$$

$$U_t^n = U_{t-1}^n + \varepsilon_t^c \quad (۳)$$

$$y_t^p = \alpha + y_{t-1}^p + \varepsilon_t^d \quad (۴)$$

$$U_t - U_t^n = \delta(L)(U_{t-1} - U_{t-1}^n) + \varepsilon_t^e \quad (۵)$$

که در این روابط، π_t میزان تورم یا لگاریتم تفاضل CPI، U_t میزان بیکاری، U_t^n میزان طبیعی بیکاری، NAIRU نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان، Z_t نماینده تکانه‌های عرضه، y_t لگاریتم تولید واقعی، y_t^p لگاریتم تولید بالقوه، $\varepsilon_t^a, \varepsilon_t^b, \varepsilon_t^c, \varepsilon_t^d, \varepsilon_t^e$ جملات خطاست.

معادله (۱) مدل اصلاح‌شده رابطهٔ تورم و بیکاری است که به منحنی فیلیپس سه‌گوشه معروف است. معادله (۲) قانون اوکان است که نوسان‌های دوره‌ای بیکاری را به نوسان‌های دوره‌ای تولید ربط می‌دهد. این معادله تولید بالقوه را به‌عنوان متغیر درون‌زا معرفی و تضمین می‌کند که برآورد NAIRU و تولید بالقوه سازگار خواهند بود. معادلات (۳) و (۴) هم بر میزان بیکاری تورم غیرشتابان و هم بر تولید بالقوه دلالت دارند و فرض بر این است که دارای ویژگی روند تصادفی هستند. معادله (۵) فرضیه نوسان‌های دوره‌ای بیکاری را تصریح می‌کند.

بر مبنای یک منحنی فیلیپس خطی، می‌توان رابطهٔ مبادلهٔ کوتاه‌مدت تورم و بیکاری را مشخص کرد.

$$\pi_t = \pi_t^e + \beta(U_t - U_t^n) + \varepsilon_t \quad (۶)$$

که در آن، π_t میزان تورم، π_t^e مقدار تورم مورد انتظار عموم (که احتمالاً متفاوت از انتظارات تورمی سیاست‌گذار است)، $\varepsilon_t \approx N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ تکانه‌های تصادفی و با توزیع نرمال است و شاخص β نیز رابطهٔ مبادلهٔ کوتاه‌مدت تورم و بیکاری را مشخص می‌کند.

متغیرهای اختلاف بین تولید واقعی و تولید بالقوه بخش کشاورزی و اختلاف بین تولید

واقعی و تولید بالقوه روستایی، به‌منظور بررسی تأثیر آنها بر نرخ تورم، به مدل اضافه شده است. همچنین، به‌منظور بررسی کارآ بودن سیاست‌های پولی و بررسی رابطهٔ آنها با تورم مناطق روستایی در راستای نقد نظریه‌های لوکاس در مورد این مناطق، حجم واقعی پول یا نسبت حجم پول به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان جایگزین برای سیاست‌های پولی به مدل اضافه شده است. افزون بر این، درصد تغییرات نسبی قیمت نفت به استناد مطالعه جلایی و شیرافکن (۸) به‌عنوان نماینده تکانه‌های عرضه در مدل در نظر گرفته شده است. بنابراین، با توجه به مطالعه اپل و جانسون (۲)، مدل تحقیق برای منحنی فیلیپس نیوکلاسیک‌های مناطق روستایی به شکل روابط ۷ تا ۱۱ است:

(۷)

$$\pi_t = \theta(\pi_t^e) + \gamma(L)(U_t - U_t^n) + \varphi(L)\left(\frac{M}{GDP}\right) + \upsilon(L)GAP_A + \omega(L)GAP_R + \lambda(L)Z_t + \varepsilon_t^a$$

$$U_t - NAIRU = \psi(L)(U_{t-1} - NAIRU_{t-1}) + \varepsilon_t^b \quad (۸)$$

$$y_t - y_t^p = \phi(L)(y_{t-1} - y_{t-1}^p) + \vartheta(L)(U_t - U_t^n) + \varepsilon_t^c \quad (۹)$$

$$U_t^n = \alpha + \mu(L)U_{t-1}^n + \varepsilon_t^d \quad (۱۰)$$

$$y_t^p = \beta + \eta(L)y_{t-1}^p + \varepsilon_t^e \quad (۱)$$

در معادله‌های بالا، π_t نرخ تورم روستایی، π_t^e نرخ تورم انتظاری روستایی (مقدار تورم مورد انتظار عموم)، U-Un اختلاف نرخ بیکاری واقعی و نرخ بیکاری طبیعی روستایی[۱]، M/GDP حجم واقعی پول، $GAP_A(Y_{Agriculture} - Y_{Agriculture}^p)$ اختلاف تولید واقعی و تولید بالقوه بخش کشاورزی، $GAP_R(Y_{Rural} - Y_{Rural}^p)$ اختلاف بین تولید واقعی و تولید بالقوه روستایی و Z_t درصد تغییرات نسبی قیمت نفت (نمایده تکانه‌های عرضه)، $U - NAIRU$

۱. بیکاری طبیعی؛ بدیهی است که در واقع، همه افراد در همه اوقات دارای شغل نیستند و تمام نظام‌های اقتصادی بر اساس بازار آزاد، تعدادی بیکار دارند (۱۰).

اختلاف نرخ بیکاری و نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان روستایی، $Y-Y^P$ اختلاف بین تولید واقعی و تولید بالقوه روستایی، Un نرخ بیکاری طبیعی روستایی و Y^P تولید بالقوه روستایی است.

در ادامه، به روش‌های اقتصادسنجی مورد استفاده در مطالعهٔ حاضر پرداخته شده است. برای محاسبه تولید بالقوه، روش‌های متفاوت به‌کار می‌رود. اما شاید مناسب‌ترین آنها روش فیلتر هادریک- پرسکات باشد. منطق استفاده از این روش آن است که می‌توان تکانه مشاهده‌شده را به اجزای دائمی (عرضه) و موقتی (تقاضا) تفکیک کرد. برای فیلتر یک‌متغیره، تنها تفاوت مشخص بین تکانه عرضه و تقاضای دائمی و موقتی بودن اثرات آن است. تکانه عرضه اثرات دائمی بر متغیر واقعی مورد استفاده دارد، در حالی که تکانه تقاضا صرفاً اثرات موقتی دارد. فیلتر هادریک- پرسکات با حداقل کردن مجموع مجذور انحراف متغیر (Y) از روند آن به‌دست می‌آید. در واقع، مقادیر روند یادشده مقادیری هستند که رابطه زیر را حداقل می‌کنند:

$$J = Min\sum_{t=0}^{T}(Y_t - Y_{p,t})^2 + \lambda\sum_{t=2}^{T-1}\left[(Y_{p,t+1} - Y_{p,t}) - (Y_{p,t} - Y_{p,t-1})\right]^2 \qquad (۱۲)$$

در رابطه (۱۲)، Y_t تولید واقعی، $Y_{p,t}$ تولید بالقوه و T تعداد مشاهدات بوده و پارامتر λ عامل موزون‌کننده است که میزان هموار بودن روند را تعیین می‌کند. λ=۱۰۰ در داده‌های سالانه و λ=۱۶۰۰ برای داده‌های فصلی بع‌کار گرفته می‌شود. این فیلتر دوطرفه قرینه است که مشکل تغییر فاز دوره را از بین می‌برد (۶).

یکی از مسائل مهم در برآورد رگرسیون، موضوع برون‌زایی متغیرهای توضیحی است. متغیری درون‌زاست که با اجزای اخلال همبستگی معنی‌دار داشته باشد. برای آزمون درون‌زایی متغیرها، می‌توان از آزمون دوربین- وو- هاسمن[1] استفاده کرد. این آزمون بر پایهٔ وجود یا عدم وجود ارتباط بین جزء اخلال رگرسیون تخمینی و متغیرهای مستقل مدل استوار است. فرضیه H_0

1. Durbin-Wu-Hausman test

این آزمون نشان‌دهندهٔ عدم ارتباط بین متغیرهای مستقل و خطای تخمین و فرضیه H_1 نشان‌دهندهٔ وجود ارتباط است. اگر مقدار احتمال ارائه‌شده بیش از ۰/۰۵ باشد، برون‌زایی متغیر با سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نخواهد شد (۲۱).

به‌طور کلی، روش‌هایی مثل انگل گرنجر در مطالعاتی که با نمونه‌های کوچک (تعداد کم مشاهدات) سروکار دارند، به‌دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، اعتبار لازم را ندارند، چراکه برآوردهای حاصل از آنها بدون تورش نبوده و در نتیجه، انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول مثل t معتبر نخواهد بود. به همین دلیل، استفاده از الگوهایی که پویایی کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو شوند، مورد توجه قرار می‌گیرند. حال، برای بررسی اینکه رابطه بلندمدت حاصل از این روش کاذب نیست، فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد (۲۲).

$$H_0 : \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 \geq 0 \qquad (۱۳)$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 < 0$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آنکه رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر، باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب یادشده تقسیم شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} S_{\hat{\phi}_i}} \qquad (۱۴)$$

اگر قدر مطلق t به‌دست امده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[1] بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود(۲۲).

وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوی تصحیح خطا[2] را فرآهم می‌کند. عمده‌ترین دلیل شهرت این الگوها آن است که نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهند. در واقع، این مدل‌ها نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی‌اند که در آنها، با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند. برآورد این مدل شامل دو مرحله است. مرحله اول شامل برآورد یک رابطه بلندمدت و حصول اطمینان از کاذب نبودن آن است؛ در مرحلهٔ دوم، وقفه پسماند رابطه بلندمدت را به‌عنوان ضریب تصحیح خطا استفاده کرده و رابطهٔ زیر برآورد می‌شود:

$$\Delta Y_t = \alpha + b\Delta X_t + cU_{t-1} + e_t \qquad (۱۵)$$

ضریب تصحیح خطا یعنی، برآورد ضریب c در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود (که انتظار می‌رود چنین باشد)، نشانگر سرعت تصحیح و خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود (۲۲).

داده‌های مورد استفاده، سالانه و برای دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۵ و سال پایه ۱۳۸۳ است؛ داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز تحقیق از گزارش‌های اقتصادی و ترازنامهٔ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سالنامه‌های آماری و حساب‌های ملی استخراج شده یا حاصل عملیات روی داده‌های خام بوده و یا اینکه به‌صورت اطلاعات برآوردی است؛ متغیرهای تحقیق عبارت‌اند از میزان تورم انتظاری مناطق روستایی، تولید بالقوه بخش کشاورزی، تولید بالقوه مناطق روستایی

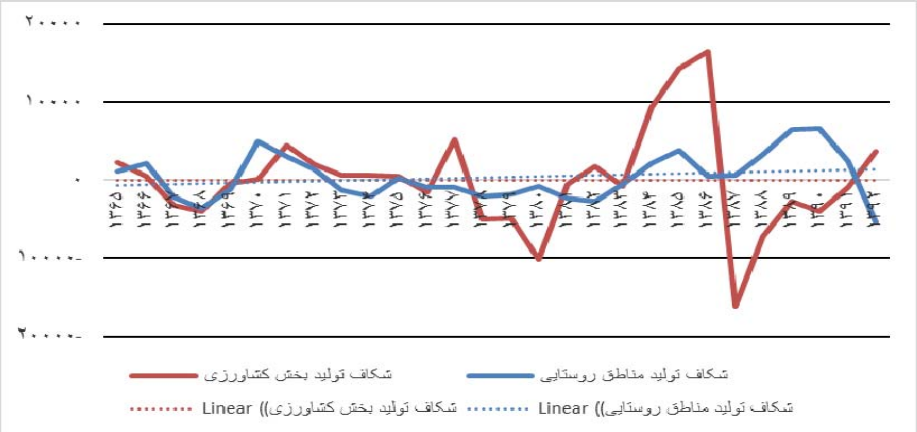
1. Banerji, Dolado and Mestre
2. erorr correction model

و میزان طبیعی بیکاری مناطق روستایی، که غیرقابل مشاهده‌اند و از این‌رو، آمار مربوط به این متغیرها از آن دسته اطلاعاتی است که برآورد و محاسبه شده است. شایان یادآوری است که در تحقیق حاضر، داده‌های مربوط به متغیرهای میزان تورم انتظاری مناطق روستایی، تولید بالقوه اعم از بخش کشاورزی و مناطق روستایی و میزان طبیعی بیکاری مناطق روستایی با استفاده از روش فیلتر هادریک- پرسکات محاسبه شده است. پس از بررسی پایایی یا مانایی متغیرهای الگو با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)، معادلات یادشده با استفاده از روش‌های OLS و ARDL، و با استفاده از نرم‌افزارهای EViews و Microfit برآورد شده است.

نتایج و بحث

در این قسمت، ابتدا نتایج مربوط به برآورد شکاف تولید بخش کشاورزی و شکاف تولید مناطق روستایی بر اساس برآورد تولید بالقوه بخش کشاورزی و تولید بالقوه مناطق روستایی از روش فیلتر هادریک- پرسکات به‌صورت نمودار ارائه شده است. در نهایت، مدل منحنی فیلیپس نیوکلاسیک‌ها برای مناطق روستایی با استفاده از روش‌های OLS و ARDL در دوره ۹۲-۱۳۶۵ محاسبه شده و نتایج مربوبط به تخمین معادله پویا، بلندمدت و کوتاه‌مدت یا الگوی تصحیح خطا به‌صورت جداول ارائه و تفسیر شده است.

شکاف تولید بخش کشاورزی و شکاف تولید مناطق روستایی بر اساس تولید بالقوه بخش کشاورزی و تولید بالقوه مناطق روستایی محاسبه‌شده از روش فیلتر هادریک- پرسکات، در نمودار ۱ نشان داده شده است.



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱. مقایسه شکاف تولید بخش کشاورزی و شکاف تولید مناطق روستایی

با توجه به نمودار ۱، نوسان‌های شکاف تولید بخش کشاورزی شدیدتر از نوسان‌های شکاف تولید روستایی است؛ برای نمونه، می‌توان به افت شدید شکاف تولید بخش کشاورزی در سال ۱۳۸۷ اشاره کرد که بر اساس گزارش خلاصه تحولات اقتصادی منتشرشده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، دلیل اصلی آن سرمازدگی شدید در این سال بوده است.

قبل از تخمین مدل، پایایی متغیرها از طریق آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته بررسی شده است. نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد در جدول ۱ آمده است. نتایج بررسی‌ها نشان می‌دهد که متغیرها از درجه جمعی صفر و یک است. از آنجا که متغیرهای رابطه (۷) از درجه جمعی صفر و یک است، برای برآورد منحنی فیلیپس نیوکلاسیک‌های روستایی، می‌توان از روش رگرسیون خودتوضیح با وقفه توزیعی (ARDL) استفاده کرد. همچنین، با توجه به اینکه متغیرهای روابط (۸) تا (۱۱) از درجه جمعی صفر است، برای تخمین این روابط، می‌توان از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) استفاده کرد.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته

متغیر	آماره دیکی فولر		وضعیت پایایی	
	سطح	تفاضل مرتبه اول	I(0)	I(1)
U_{Rural} نرخ بیکاری روستایی	-۱/۴۶	-۵/۳۶		*
π_{Rural} نرخ تورم روستایی	-۲/۵۹	-۵/۵۵		*
π^e نرخ تورم انتظاری روستایی	-۴/۲۵		*	
$(Y_{Agriculture} - Y^p_{Agriculture})$ اختلاف تولید واقعی و تولید بالقوه بخش کشاورزی	-۳/۸۳		*	
M/GDP حجم واقعی پول	-۴/۶۳		*	
UN_{Rural} نرخ بیکاری طبیعی روستایی	-۵/۴۱		*	
$NAIRU_{Rural}$ نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان روستایی	-۴/۲۳		*	
$U_{Rural}_NAIRU_{Rural}$ اختلاف بین بیکاری واقعی روستایی و نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان روستایی	-۳/۳۴		*	
$U_{Rural}_UN_{Rural}$ اختلاف بین بیکاری واقعی روستایی و بیکاری طبیعی روستایی	-۲/۶۴		*	
PY_{Rural} تولید بالقوه روستایی	-۶/۷۵		*	
$Y_{Rural}_PY_{Rural}$ اختلاف بین تولید واقعی روستایی و تولید بالقوه روستایی	-۴/۲۶		*	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پیش از برآورد رابطه (۷) در تحقیق حاضر، برای بررسی برون‌زایی متغیرها از آزمون دوربین- وو- هاسمن (DWH) استفاده شده، که نتایج آن در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲. نتایج آزمون دوربین- وو- هاسمن

متغیر	آماره χ^2	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
π^e نرخ تورم انتظاری روستایی	۱/۴۶	۱	۰/۲۲
$U_{Rural}_UN_{Rural}$ اختلاف بین بیکاری واقعی روستایی و بیکاری طبیعی روستایی	۰/۵۰	۱	۰/۴۷
M/GDP حجم واقعی پول	۰/۰۲	۱	۰/۸۶
$(Y_{Agriculture} - Y^{p}_{Agriculture})$ اختلاف تولید واقعی و تولید بالقوه بخش کشاورزی	۰/۴۲	۱	۰/۵۱
$Y_{Rural}_PY_{Rural}$ اختلاف بین تولید واقعی روستایی و تولید بالقوه روستایی	۱/۰۷	۱	۰/۳۰
Z_t درصد تغییرات نسبی قیمت نفت (نمایده تکانه‌های عرضه)	۱/۶۵	۱	۰/۱۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول ۲، مقادیر احتمال تمامی متغیرهای مستقل رابطهٔ (۷) تحقیق بیش از سطح پنج درصد بوده، که نشان‌دهندهٔ عدم ارتباط بین متغیرهای مستقل و خطای تخمین رابطهٔ(۷) تحقیق است. به دیگر سخن، برون‌زایی متغیرهای مستقل رابطهٔ (۷) تحقیق رد نمی‌شود. در نتیجه، مانعی برای استفاده از روش رگرسیون خودتوضیح با وقفه توزیعی (ARDL) برای رابطهٔ (۷) تحقیق وجود ندارد.

مطابق معیار شوارز- بیزین، مدل ARDL (۲،۲،۰،۲،۰،۱) به‌عنوان بهترین مدل برآوردی به کمک نرم‌افزارMicrofit برای رابطهٔ (۷) تحقیق انتخاب شد. نتایج مربوط به برآورد معادله پویا در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳. نتایج برآورد ضرایب معادله پویا منحنی فیلیپس نیوکلاسیک‌ها در مناطق روستایی

	متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
$L\pi_{t-1}$	نرخ تورم روستایی وقفه اول	۰/۳۰	۲/۷۳	۰/۰۲۶
$L\pi_{t-2}$	نرخ تورم روستایی وقفه دوم	۰/۱۲	۷/۷۶	۰/۰۰۰
$L\pi^{e}_{t-2}$	نرخ تورم انتظاری روستایی	۰/۷۲	۲/۳۶	۰/۰۴۶
L(U_UN)	اختلاف بین بیکاری واقعی روستایی و بیکاری طبیعی روستایی	-۰/۲۴	-۲/۶۲	۰/۰۳۰
$L(M/GDP_{t-2})$	حجم واقعی پول	۰/۱۴	۷/۵۲	۰/۰۰۰
$LGAPA_{t-2}$	اختلاف تولید واقعی و تولید بالقوه بخش کشاورزی	۰/۰۰۱۴	۶/۳۷	۰/۰۰۰
$LGAPR_{t-2}$	اختلاف بین تولید واقعی روستایی و تولید بالقوه روستایی	۰/۰۰۴۰	۵/۷۶	۰/۰۰۰
C	عرض از مبدأ	-۱۴/۷۶	-۹/۱۶	۰/۰۰۰
Zt	درصد تغییرات نسبی قیمت نفت (نماینده تکانه‌های عرضه)	۰/۱۰	۲/۷۲	۰/۰۲۶
R^2=۰/۹۸ $\overline{R}^2$=۰/۹۳	Durbin s h-statistic=۰/۶۴		F =۲۲/۷۷	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که در جدول بالا مشاهده می‌شود، تمام متغیرهای مورد استفاده در مدل از علائم سازگار با نظریه‌های اقتصادی موجود برخوردارند. مقدار R^2 مدل برابر با ۰/۹۸ بوده و بیانگر این است که ۰/۹۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته مدل مربوط به متغیرهای توضیحی است. R^2 تعدیل‌شدهٔ این مدل نیز برابر با ۰/۹۳ است، که برای مقایسه دو مدل معمولاً از R^2 تعدیل‌شده استفاده می‌شود و نسبت به R^2 معیاری مناسب‌تر است. آماره آزمون F (که معنی‌دار بودن کلیه متغیرهای مدل را نشان می‌دهد) در سطح اطمینان ۰/۹۹ معنی‌دار است.

از آنجا که در الگوی برآوردشده، متغیر وابسته با وقفه وارد شده است، نمی‌توان از آماره دوربین- واتسون[1] برای آزمون خودهمبستگی بین پسماندها استفاده کرد. در این حالت، آماره h-Durbin کاربرد دارد که در جدول ۳ گزارش شده است. طبق آماره این آزمون،

1. Durbin-Watson (DW)

فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین پسماندها رد نمی‌شود و از این لحاظ نیز برآورد صورت‌گرفته تأیید می‌شود. در ادامه، نتایج مربوط به آزمون‌های تشخیص الگوی پویا در جدول ۴ گزارش شده است. بر اساس نتایج آزمون‌های یادشده، فرض صفر این آزمون‌ها با توجه به دو آماره LM و F مورد پذیرش قرار گرفت؛ یعنی، شکل تابع به‌درستی انتخاب شده و پسماند برآوردها به‌صورت نرمال توزیع شده است. همچنین، مشکل خودهمبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی در مدل وجود ندارد. وجود ثبات ساختاری بر اساس آزمون‌های CUSUM[1] و CUSUMSQ[2] بررسی شده است.

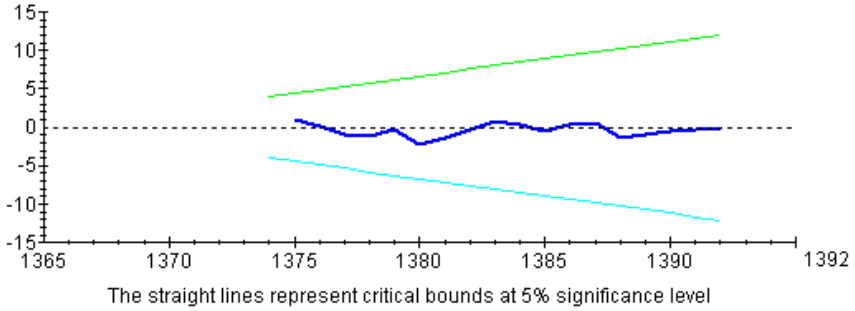
جدول ۴. آزمون‌های تشخیص الگوی پویایی منحنی فیلیپس نیوکلاسیک‌ها در مناطق روستایی

آزمون	آماره LM	آماره F
خودهمبستگی سریالی	۰/۵۵(۰/۴۵)	۰/۴۲(۰/۵۵)
تصریح مدل	۰/۷۲(۰/۳۹)	۰/۵۵(۰/۴۶)
نرمال بودن	۰/۱۳(۰/۹۳)	–
واریانس ناهمسانی	۱/۹۳(۰/۱۶)	۱/۹۳(۰/۱۷)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

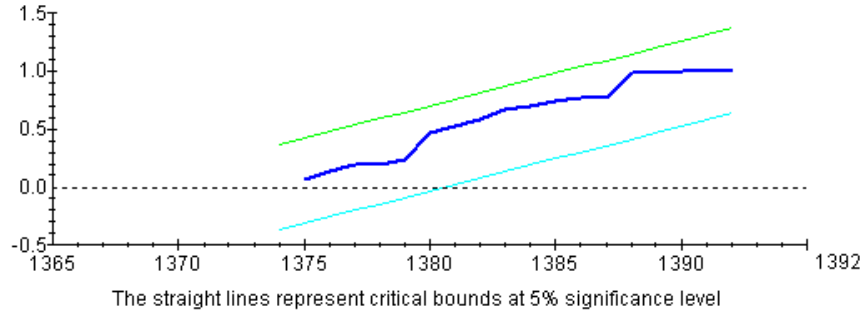
همان‌گونه که در نمودارهای زیر مشاهده می‌شود، فرضیه صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری را نمی‌توان رد کرد؛ در نتیجه، در مدل برآوردی شکست ساختاری وجود ندارد.

1. Cumulative Sum
2. Cumulative Sum of Square



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲. نتایج آزمون مجموع تجمعی (CUSUM)



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۳. نتایج آزمون مجموع مجذور تجمعی (CUSUMQ)

پس از برآورد معادله پویا و تأیید عدم وجود شکست ساختاری، باید آزمون وجود یا عدم وجود رابطهٔ بلندمدت را انجام داد. بدین منظور، باید مجموع ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته از عدد یک کسر و بر انحراف معیار آنها تقسیم شود (آزمون t). آمارهٔ محاسباتی برای تورم مناطق روستایی عبارت است از:

$$t_{Rural} = \frac{(0.12+0.30)-1}{(0.016+0.11)} = -4.60$$

به‌دلیل بیشتر بودن آمارهٔ محاسباتی از مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر (۴/۵۷-) از نظر قدر مطلق، فرضیهٔ صفر مبنی بر عدم وجود رابطهٔ بلندمدت رد شده و وجود یک رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای الگو در سطح معنی‌داری پنج درصد پذیرفته می‌شود.

نتایج مربوط به تخمین بلندمدت منحنی فیلیپس نیوکلاسیک‌ها در مناطق روستایی در جدول ۵ آمده که بر اساس آن، متغیرهای موجود در مدل بر متغیر وابسته مدل (تورم مناطق روستایی) تأثیرگذار بوده و در سطح بیش از ۹۵ درصد معنی‌دار است.

جدول ۵. نتایج برآورد ضرایب بلندمدت منحنی فیلیپس نیوکلاسیک‌ها در مناطق روستایی

متغیر		ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
$L\pi^e$	نرخ تورم انتظاری روستایی	۰/۹۲۶	۷/۹۲	۰/۰۰۰
L(U_UN)	اختلاف بین بیکاری واقعی روستایی و بیکاری طبیعی روستایی	-۰/۹۲۸	-۲/۶۷	۰/۰۲۸
L(M/GDP)	حجم واقعی پول	۰/۴۵	۱۱/۱۰	۰/۰۰۰
$LGAP_A$	اختلاف تولید واقعی و تولید بالقوه بخش کشاورزی	۰/۰۰۰۸۲	۶/۶۷	۰/۰۰۰
$LGAP_R$	اختلاف بین تولید واقعی روستایی و تولید بالقوه روستایی	۰/۰۰۱۳	۴/۵۹	۰/۰۰۲
C	عرض از مبدأ	-۹/۱۹	-۱۳/۷۷	۰/۰۰۰
Zt	درصد تغییرات نسبی قیمت نفت (نمایندهٔ تکانه‌های عرضه)	۰/۳۸	۲/۹۵	/۰۱۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ضریب متغیر تورم انتظاری مناطق روستایی طی دوره مورد بررسی تأثیر مثبت و معنی‌دار در بلندمدت بر نرخ تورم مناطق روستایی داشته و با توجه به آماره t، ضریب به‌دست آمده برای این متغیر در سطح اطمینان ۰/۹۹ معنی‌دار است. بنابراین، یک درصد افزایش در نرخ تورم انتظاری مناطق روستایی ۰/۹۲۶ درصد تورم مناطق روستایی را افزایش می‌دهد.

ضریب متغیر اختلاف بیکاری واقعی و بیکاری طبیعی مناطق روستایی در طول دوره مورد بررسی تأثیر منفی در بلندمدت بر نرخ تورم مناطق روستایی داشته و ضریب به‌دست آمده نیز از لحاظ آماری در سطح ۰/۹۵ معنی‌دار است. طبق نتایج به‌دست آمده از مدل، می‌توان گفت که یک درصد افزایش نرخ بیکاری مناطق روستایی تورم این مناطق را ۰/۹۲۸ درصد کاهش می‌دهد. بنابراین، در طول دوره مورد بررسی، در بلندمدت رابطهٔ نرخ تورم و نرخ

بیکاری در مناطق روستایی منفی بوده و منحنی فیلیپس در بلندمدت برای مناطق روستایی ایران معنی‌دار و نزولی است. بنابراین، بر اساس نتیجه به‌دست آمده، نظریه انتظارات عقلایی رابرت لوکاس مبنی بر عدم وجود رابطه بین تورم و بیکاری در بلندمدت، در طول دوره مورد بررسی برای مناطق روستایی قابل پذیرش نیست.

نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که در بلندمدت، رابطهٔ بین تورم و سیاست‌های پولی در مناطق روستایی مثبت است. بنابراین، با افزایش یک درصدی حجم واقعی پول، نرخ تورم مناطق روستایی در بلندمدت ۰/۴۵ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه نشان می‌دهد که نظریه خنثایی پول رابرت لوکاس یا همان نظریه خنثایی پول نیوکلاسیک‌ها در مورد مناطق روستایی طی دوره مورد بررسی در بلندمدت قابل پذیرش نیست. در واقع، سیاست‌های پولی طی دوره مورد بررسی در بلندمدت بر متغیرهای حقیقی مناطق روستایی تأثیر مثبت می‌گذارد.

ضرایب متغیرهای شکاف تولید بخش کشاورزی و شکاف تولید مناطق روستایی طی دوره مورد بررسی در بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌دار بر نرخ تورم در مناطق روستایی داشته و با توجه به آماره t، ضرایب به‌دست آمده برای این متغیرها در سطح ۰/۹۹ معنی‌دار است. بنابراین، همان‌گونه که نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد، یک درصد افزایش شکاف تولید بخش کشاورزی و شکاف تولید مناطق روستایی، به‌ترتیب، ۰/۰۰۰۸۲ و ۰/۰۰۱۳ درصد نرخ تورم مناطق روستایی را فزایش می‌دهد. این نتیجه نشان می‌دهد که در بلندمدت، تورم مناطق روستایی به سطح فعالیت‌های اقتصادی بخش کشاورزی و مناطق روستایی واکنش مثبت نشان می‌دهد.

همچنین، نتایج بلندمدت نشان‌دهندهٔ رابطهٔ مثبت تورم مناطق روستایی و قیمت نسبی نفت است؛ یعنی، در بلندمدت، یک درصد افزایش در قیمت نسبی نفت سبب افزایش ۰/۳۸ درصدی در میزان تورم مناطق روستایی می‌شود. نتیجه به‌دست آمده وابستگی اقتصاد ایران به قیمت نفت را حتی در سطح روستایی به‌خوبی نشان می‌دهد. همچنین، این موضوع نشان‌دهندهٔ وابستگی انرژی مصرفی مناطق روستایی به سوخت‌های فسیلی به‌ویژه در دو دههٔ اخیر بوده که به‌طور کلی، افزایش در قیمت نفت افزایش سطح قیمت‌ها و در نتیجه، افزایش تورم را در مناطق

روستایی در پی داشته است.

در ادامه، برای مطالعه رفتار پویای کوتاه‌مدت متغیرها و نشان دادن سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در بین متغیرهای الگو، به برآورد مدل با استفاده از الگوی ECM پرداخته شده، که نتایج آن در جدول ۶ آمده است.

جدول ۶. نتایج مربوط به ضرایب کوتاه‌مدت یا الگوی تصحیح خطا (ECM) منحنی فیلیپس نیوکلاسیک‌ها در مناطق روستایی

	متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
$dL\pi 1$	تفاضل مرتبه اول نرخ تورم روستایی	۰/۱۲	۷/۷۶	۰/۰۰۰
$d\pi^e 1$	تفاضل مرتبه اول نرخ تورم انتظاری روستایی	۰/۷۲	۲/۳۶	۰/۰۳۳
dL(U_UN)	تفاضل مرتبه اول اختلاف بین بیکاری واقعی روستایی و بیکاری طبیعی روستایی	-۰/۲۴	-۲/۶۲	۰/۰۲۰
dL(M/GDP)1	تفاضل مرتبه اول حجم واقعی پول	۰/۱۴	۷/۵۱	۰/۰۰۰
$dLGAP_A$	تفاضل مرتبه اول اختلاف تولید واقعی و تولید بالقوه بخش کشاورزی	۰/۰۰۱۴	۶/۳۷	۰/۰۰۰
$dLGAP_{R1}$	تفاضل مرتبه اول اختلاف بین تولید واقعی روستایی و تولید بالقوه روستایی	۰/۰۰۴۰	۵/۷۶	۰/۰۰۰
dC	تفاضل مرتبه اول عرض از مبدأ	-۱۴/۷۶	-۹/۱۴	۰/۰۰۰
dZt	تفاضل مرتبه اول درصد تغییرات نسبی قیمت نفت (نمایده تکانه‌های عرضه)	۰/۱۰	۲/۷۲	۰/۰۱۶
ECM	ضریب تعدیل	-۰/۵۹	-۱۲/۸۹	۰/۰۰۰

$$ECM = L\pi - ۰/۹۲\ L\pi^e + ۰/۹۲۸\ LU_UN - ۰/۴۵\ LM/GDP - ۰/۰۰۰۸۲\ LGAP_A - ۰/۰۰۱۳ LGAP_R + ۹/۱۹C - ۰/۳۸\ Zt$$

$\bar{R}^2$=۰/۹۳ R^2=۰/۹۸ DW=۲/۰۴۱ F=۲۹/۱۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به‌طور کلی، نتایج به‌دست آمده مؤید توضیح‌دهندگی خوب معادلهٔ اول منحنی فیلیپس نیوکلاسیک‌ها در مناطق روستایی بوده و همچنین، آزمون دوربین- واتسون (DW) نشان‌دهندهٔ عدم وجود خودهمبستگی سریالی بین اجزای اخلال مدل در کوتاه‌مدت است.

با تخمین رابطهٔ کوتاه‌مدت میان نرخ تورم و بیکاری در مناطق روستایی، ملاحظه می‌شود که در کوتاه‌مدت نیز میان نرخ تورم و بیکاری در مناطق روستایی رابطه معکوس و معنی‌دار وجود دارد، به‌گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در بیکار روستایی، تورم در مناطق روستایی ۰/۲۴ درصد در جهت معکوس تغییر می‌کند. پس، نتایج به‌دست آمده در کوتاه‌مدت نیز حکایت از این دارد که رابطهٔ بین تورم و بیکاری در مناطق روستایی معکوس است، با این تفاوت که حساسیت و کشش تورم به بیکاری در مناطق روستایی در کوتاه‌مدت نسبت به بلندمدت کمتر است. در نتیجه، نظریه انتظارات عقلایی رابرت لوکاس مبنی بر عدم وجود رابطه بین تورم و بیکاری حتی در کوتاه‌مدت نیز طی دوره مورد بررسی برای مناطق روستایی قابل پذیرش نیست.

نتایج کوتاه‌مدت نیز رابطهٔ مثبت بین تورم و سیاست‌های پولی در مناطق روستایی را تأیید می‌کند، و ضریب آن در کوتاه‌مدت برابر با ۰/۱۴ است. از سوی دیگر، حساسیت تورم در مناطق روستایی به سیاست‌های پولی در کوتاه‌مدت نسبت به بلندمدت کمتر است. در نتیجه، سیاست‌های پولی می‌توانند بر متغیرهای حقیقی در مناطق روستایی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت اثرگذار باشند. بنابراین، نظریه خنثایی پول رابرت لوکاس یا همان نظریه خنثایی پول نیوکلاسیک‌ها در مورد مناطق روستایی طی دوره مورد بررسی در کوتاه‌مدت نیز قابل پذیرش نیست.

ضرایب متغیرهای شکاف تولید بخش کشاورزی و شکاف تولید مناطق روستایی طی دوره مورد بررسی در کوتاه‌مدت نیز تأثیر مثبت و معنی‌دار بر نرخ تورم در مناطق روستایی داشته و با توجه به آماره t، ضرایب به‌دست آمده برای این متغیرها در سطح ۰/۹۹ معنی‌دار است. بنابراین، همان‌گ.نه که از نتایج برآورد مدل برمی‌آید، یک درصد افزایش شکاف تولید بخش کشاورزی و شکاف تولید مناطق روستایی، به‌ترتیب، ۰/۰۰۱۴ و ۰/۰۰۴۰ درصد نرخ تورم مناطق روستایی را افزایش می‌دهد. اما حساسیت تورم در مناطق روستایی به شکاف تولید بخش کشاورزی و شکاف تولید مناطق روستایی در کوتاه‌مدت نسبت به بلندمدت بیشتر است.

این نتیجه نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت نیز تورم مناطق روستایی به سطح فعالیت‌های اقتصادی بخش کشاورزی و مناطق روستایی واکنش مثبت نشان می‌دهد.

رابطه مثبت تورم مناطق روستایی و قیمت نسبی نفت در کوتاه‌مدت نیز برقرار است؛ یعنی، در کوتاه‌مدت، یک درصد افزایش در قیمت نسبی نفت سبب افزایش ۰/۱۰ درصدی در میزان تورم مناطق روستایی می‌شود.

مطابق نتایج جدول ۶، بر اساس جمله تصحیح خطا در تابع کوتاه‌مدت، سرعت نسبتاً خوب تعدیل کوتاه‌مدت به بلندمدت وجود داشته، به‌گونه‌ای که در هر دوره، نرخ تورم در مناطق روستایی در دورهٔ جاری معادل ۰/۵۹ درصد از خطای عدم تعدیل دوره قبل تعدیل شده است.

در ادامه، پس از برآورد روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت منحنی فیلیپس نیوکلاسیک‌ها در مناطق روستایی، معادلات دوم تا پنجم مربوط به مدل منحنی فیلیپس نیوکلاسیک‌ها برای مناطق روستایی که با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده شده، ارائه شده است.

جدول ۷. نتایج برآورد معادلهٔ دوم مدل نیوکلاسیک‌ها در مناطق روستایی

	متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
$L(U_{t-1}-NAIRU_{t-1})$	تفاضل مرتبه اول اختلاف بین بیکاری واقعی روستایی و نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان روستایی	۰/۲۳	۱/۱۹	۰/۲۴۳
C	عرض از مبدأ	۰/۰۲	۰/۰۱۸	۰/۹۸۵
R^2=۰/۹۶	DW =۱/۷۶	F=۴۲/۲۲		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در معادلهٔ دوم منحنی فیلیپس مناطق روستایی، ضرایب موجود معنی‌دار نشده‌اند. ضریب متناظر با متغیر شکاف میان میزان بیکاری و بیکاری همراه با تورم غیرشتابان در دوره با وقفه گذشته مثبت و برابر با ۰/۲۳ است، اما از لحاظ آماری معنی‌دار نیست؛ یعنی، شکاف میان بیکاری و بیکاری همراه با تورم غیرشتابان در دوره با وقفه گذشته نمی‌تواند بر شکاف یادشده

در دوره جاری تأثیر معنی‌دار داشته باشد.

جدول ۸. نتایج برآورد معادلهٔ سوم مدل نیوکلاسیک‌ها در مناطق روستایی

	متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
$L(Y_{t-1}-PY_{t-1})$	تفاضل مرتبه اول اختلاف بین تولید واقعی روستایی و تولید بالقوه روستایی	۰/۴۵	۲/۲۵	۰/۰۲۶
$L(U_t-UN_t)$	تفاضل مرتبه اول اختلاف بین بیکاری واقعی روستایی و بیکاری طبیعی روستایی	-۰/۰۲	-۲/۸۲	۰/۰۰۴
C	عرض از مبدأ	-۰/۰۱	-۰/۳۶	۰/۹۶۸
	F=۳۴/۰۸	DW =۱/۸۸		R^2=۰/۷۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

معادلهٔ سوم نشان‌دهندهٔ قانون اوکان تعمیم‌یافته بوده، که بیانگر رابطهٔ میان تغییر در میزان بیکاری و شکاف تولید در مناطق روستایی است. از آنجا که ضریب اختلاف بیکاری و بیکاری طبیعی در مناطق روستایی برابر با ۰/۰۲۸- است، با یک درصد تغییر در میزان بیکاری مناطق روستایی، شکاف ارزش تولیدات این مناطق به میزان ۰/۰۲۸ درصد در جهت معکوس تغییر می‌کند.

جدول ۹. نتایج برآورد معادلهٔ چهارم مدل نیوکلاسیک‌ها در مناطق روستایی

	متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
$L(UN_{t-1})$	تفاضل مرتبه اول نرخ بیکاری طبیعی روستایی	۰/۸۲	۶/۹۹	۰/۰۰۰
C	عرض از مبدأ	۰/۳۶	۱/۳۶	۰/۶۸۷
	F=۳۴۹۷/۹۴	DW =۲/۱۶		R^2=۰/۹۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

معادلهٔ چهارم که رابطهٔ بین نرخ بیکاری طبیعی دوره گذشته و نرخ بیکار طبیعی دوره جاری مناطق روستایی را بیان می‌کند، نشان می‌دهد که یک درصد تغییر در نرخ بیکاری طبیعی دورهٔ گذشته ۰/۸۲ درصد تغییر در نرخ بیکاری طبیعی دوره جاری در مناطق روستایی ایجاد می‌کند که به‌طور ضمنی، مبین روند تصادفی نرخ بیکاری طبیعی در مناطق روستایی است.

جدول ۱۰. نتایج برآورد معادلهٔ پنجم مدل نیوکلاسیک‌ها در مناطق روستایی

	متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
$L(PY_{t-1})$	تفاضل مرتبه اول تولید بالقوه مناطق روستایی	۰/۹۸	۴/۷	۰/۰۰۰
C	عرض از مبدأ	۰/۱۷	۰/۴۵	۰/۶۰۳
	F=۱۱۱۷/۴۲	DW =۲/۰۶		R^2=۰/۹۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

معادلهٔ پنجم که رابطهٔ بین تولید بالقوه دوره گذشته و تولید بالقوه دوره جاری مناطق روستایی را بیان می‌کند، نشان می‌دهد که یک درصد تغییر در تولید بالقوه دوره گذشته ۰/۹۸ درصد تغییر در تولید بالقوه دوره جاری در مناطق روستایی ایجاد می‌کند که به‌طور ضمنی، مبین روند تصادفی تولید بالقوه در مناطق روستایی است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بر اساس نتایج برآورد مدل منحنی فیلیپس نیوکلاسیک‌ها که در مطالعهٔ حاضر، برای بررسی تأثیر شکاف تولید بخش کشاورزی بر تورم مناطق روستایی مورد استفاده قرار گرفت، نظریه‌های انتظارات عقلایی و خنثایی پول لوکاس برای مناطق روستایی ایران قابل پذیرش نیست؛ به دیگر سخن، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، تأثیر سیاست‌های پولی بر تورم، اشتغال و تولید (کشاورزی و روستایی) در مناطق روستایی ایران مثبت بوده و منحنی فیلیپس هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت در مناطق روستایی ایران از لحاظ آماری معنی‌دار و نزولی است؛ این نتایج با نتایج پژوهش‌های پیشین از جمله مطالعات جلایی و شیرافکن (۸) و محمدی و همکاران (۱۱) که در سطح کل کشور انجام شده، سازگار است. بنابراین، می‌توان گفت که در مناطق روستایی ایران، تورم و بیکاری رابطهٔ منفی ولی تورم و تولید (بخش کشاورزی و روستایی) رابطهٔ مثبت دارند؛ این نتیجه نیز با نتایج مطالعهٔ امامی و علیا (۵) که در سطح کل

کشور انجام شده، سازگار است. در واقع، نتایج تحقیق حاکی از این است که تورم مناطق روستایی صرفاً یک پدیده پولی نیست و متغیرهای حقیقی شکاف تولید بخش کشاورزی و شکاف تولید مناطق روستایی نیز بر تورم مناطق روستایی تأثیر دارند. بنابراین، برای کنترل تورم مناطق روستایی، باید علاوه بر سیاست‌های پولی، بخش‌های واقعی نیز مورد توجه قرار گیرد.

بر اساس ضریب تورم انتظاری مناطق روستایی که کمتر از واحد و بزرگ‌تر از صفر است، طبق دلالت‌های منحنی فیلیپس، این مقدار نشان‌دهندهٔ وجود مبادله کوتاه‌مدت و بلندمدت است؛ اما مبادله بلندمدت کمتر از کوتاه‌مدت بوده که مؤید شیب تند منحنی فیلیپس نیوکلاسیک‌ها در مناطق روستایی در بلندمدت است. از این‌رو، از آنجا که منحنی فیلیپس برآوردشده برای مناطق روستایی ایران در بلندمدت داری شیب تند است، اعمال سیاست‌های پولی انبساطی در بلندمدت ممکن است منجر به ایجاد فشار تورمی شود و تأثیر قابل توجهی بر سطح تولید واقعی (بخش کشاورزی و روستایی) نداشته باشد؛ یعنی، افزایش روند شکاف تولید (بخش کشاورزی و روستایی) ناشی از فشار تقاضا (که عمدتاً در اثر سیاست‌های پولی ایجاد می‌شود) حاکی از آن است که از ظرفیت اقتصادی بخش کشاورزی و مناطق روستایی بیش از حد بهینه استفاده می‌شود.

سرانجام، با ملاحظه نتایج به‌دست آمده، می‌توان گفت که سیاست‌گذار اقتصادی می‌تواند هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت، به هدف‌گذاری تبادل میان بیکاری، تولید (بخش کشاورزی و مناطق روستایی) و تورم در مناطق روستایی بپردازد، اما باید بدین مسئله توجه داشته باشد که در صورت هدف‌گذاری تورم پایین‌تر، باید پیامدهای ناشی از کاهش تولید (بخش کشاورزی و مناطق روستایی) و افزایش بیکاری را پیش‌بینی کند و یا در صورت هدف‌گذاری میزان بیکاری پایین‌تر و تولید (بخش کشاورزی و مناطق روستایی) بیشتر، باید توجه خود را به آثار ناشی از افزایش میزان تورم و تعدیل آن معطوف کند. در هر صورت، این تبادل را می توان با هزینهٔ افزایش در عامل تورم یا بیکاری به‌دست آورد. در پایان، با توجه به یافته‌ها و نتایج پژوهش حاضر، پیشنهادهایی به‌شرح زیر ارائه می‌شود:

۱. دولت باید برای حل مشکلات اشتغال مناطق روستایی کشور، توجه خود را از سیاست‌های کوتاه‌مدت به سمت برنامه‌های میان‌مدت و بلندمدت معطوف کند تا اشتغال ایجادشده پایدار و برنامه‌های اتخاذشده اثربخش باشد. برخی از راهکارهای قابل اجرا در زمینهٔ بهبود شرایط بازار کار در یک دورهٔ بلندمدت عبارت‌اند از: تحول در نظام آموزش عالی، اصلاح قوانین و مقررات بازار کار، توجه به صنایع کوچک و متوسط، وجود ثبات در سیاست‌های دولت، بهبود بیمهٔ تأمین اجتماعی، جایگزینی نیروی کار داخلی به‌جای نیروی کار خارجی، و سرمایه‌گذاری خارجی؛ و

۲. از آنجا که رابطه شکاف تولید بخش کشاورزی و تورم مناطق روستایی مثبت و رابطه تورم مناطق روستایی با بیکاری معکوس است، دولت می‌تواند با اجرای سیاست‌های مختلف حمایت از کشاورزان از جمله خرید تضمینی محصولات کشاورزی، پرداخت یارانه نقدی و یا ارائه تهسیلات بانکی به کشاورزان، ایجاد تعاونی برای بخش کشاورزی در راستای حمایت از کارگران این بخش و عرضه مستقیم محصولات کشاورزان، به اشتغال‌زایی در مناطق روستایی کمک کند.

منابع

1. Abbasinejad, H.and Kazemizadeh, Gh. (2000). Analysis of Phillips curve and determination of the natural rate of unemployment in Iran. *Economic Research*, 57: 133-160. (Persian)
2. Apel, M. and Janson, P. (1998). A theory-consistent system approach for potential output and the NAIRU. *Economics Letters*, 64: 271-275.
3. Cavand, H. and Bagheri, F. (2007). Calculation of real GDP gap using a space-mode model. *Science and Development*, 21: 129-135. (Persian)
4. Rokneddin Eftekhari, A.R. (2008). Role of rural areas in large scale planning. Unpublished Paper, Department of Geographical Sciences, Tarbiat Modarres University. (Persian)
5. Emami, K. and Olia, M. (2012). Estimating the output gap and its effects on inflation rate in Iranian economy. The *Economic Research*, 12(1): 59-85. (Persian)

6. Hodrick, R.J. and Prescott, E.C. (1997). Post-war U.S. business cycles: an empirical investigation. *Money, Credit and Banking*, 29(1): 1-16.
7. Jafari Samimi, A. and Farjadi, Gh. (2008). Micro and macroeconomic articles. Babolsar: University of Mazandaran Publishing, First Edition: 363 and 365. (Persian).
8. Jelalee, S.A. and Shirafkan, M. (2009). The effect of monetary policies on the unemployment rate from the new Keynesian Phillips curve in Iran. *Macroeconomics*, 35(1): 13-36. (Persian)
9. Lucas, R.E. Jr. (1996). Nobel lecture: monetary neutrality. *Political Economy*, 104.
10. Manki, G. (2004). Macroeconomics. Translated by A. Parsian, Tehran: Allameh Tabatabaei University Press, Second Edition, pp. 153. (Persian)
11. Mohammadi, T., Abounurii, A. and Mohammadnejad, R. (2015). Analysis of the causal relationship between inflation and unemployment in Iran's economy. *Financial Economics*, 9(30):29-46. (Persian)
12. Ozlem Onder, A. (2009). The stability of the Turkish Phillips curve and alternative regime shifting models. *Applied Economics*, 41: 2597-2604
13. Phillips, A.W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rate in the United Kingdom 1861-1957. *Economica*, 25(100): 283-299.
14. Pressman, S. (2006). Fifty major economists. New York and London: Routledge: 302-304.
15. Qavam Masoudi, Z. and Tashkini, A. (2005). Empirical analysis of inflation in the Iranian economy. *Business Research*, 36: 75-105. (Persian)
16. Rahmani, T. and Amiri, H. (2012). The Philips hybrid curve of new concepts and its experimental study in Iran. *Economic Research*, 47: 91-112. (Persian)
17. Rezaeifar, M. (2015). Estimation and analysis of the Phillips curve by the total and rural segments in Iran. Master's Thesis, Shahid Bahonar University of Kerman. (Persian)
18. Rezvani, M.R (2004). Introduction to rural development planning in Iran. Qumas Publishing.
19. Scheibe, J. and Vines, D. (2005). A Phillips curve for China. Research School of Pacific and Asian Studies. Australian National University, Feb.
20. Schorfheide, F (2008). DSGE model-based estimation of new Keynesian phillips curve. *Economic Quarterly*, 94(4): 397-433.

21. Surrey, A. (2013). Econometrics (advanced), along with the use of Eviews8 and Stata12. Farhang Shenasi. (Persian)
22. Tashkini, A. (2005). Applied econometrics with microfit. Tehran: Dibagaran Publishing House. (Persian)
23. Tavakoliyan, H. (2012). Investigating the new Phillips Keynesian curve in the form of a dynamic generalized equilibrium model for Iran. *Economic Research*, 47: 1-22. (Persian)
24. Wimanda, R.E., Turner, P.M. and Hall, M.B. (2010). Expectations and the inertia of inflation: the case of Indonesia. *Policy Modeling*, 33(3): 426-438.
25. Wimanda, R.E. (2014). Threshold effects of exchange rate depreciation and money growth on inflation: evidence from Indonesia. *Economic Studies*, 41(2): 196-215.