

**Applied Economics Studies, Iran (AESI)**

P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X

Journal Homepage: <https://aes.basu.ac.ir/>

Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.

Publisher: Bu-Ali Sina University. All rights reserved.

Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the Creative Commons.



Investigating the Sudden Changes in the Money on the Welfare cost of Inflation in Iran

Sabbaghchi-Firouzabad, M.¹, Tabataba'i Nasab, Z.², Alavirad, A.³

Type of Article: Research

 <https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25336.3375>

Received: 2021.12.10; Accepted: 2022.01.31

Pp: 279-313

Abstract

The present study examines between inflation and prosperity for the Iranian economy in the Q1 1367 - Q1 1399 and its nonlinear relationship with increasing money with the Markov switching approach. For this purpose, using a standard method that was followed by Lucas (2000), Ireland (2009) and Mogliani and Urga (2018), two demand functions with full logarithm and semi-logarithmic specification are estimated. The results indicate a nonlinear relationship between the volume of money and the cost of inflation. Also, at the interest rate, 10% of inflation welfare costs for a complete logarithm model in the diet of 0.75% GDP in the diet were two 0.67% GDP and in the diet of 0,78% GDP. And for the semi-logarithmic model in the diet, 0.039% of GDP in the diet is two 0.036% GDP and in the diet of 0.031% GDP. In addition, an orientation in monetary policies and increasing the volume of money caused instability in the performance of money and the cost of inflation.

Keywords: Welfare Cost of Inflation, Money Demand, Markov Switching, Divisia Index.

JEL Classification: P36, E41, C24, E49.

1. Ph.D. student, Department of Economics, Abarkouh Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran.

2. Assistant Professor, Department of Humanities, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran (Corresponding Author).

Email: tabatabaienasab@iauyazd.ac.ir

3. Associate Professor Department of Economics, Abarkouh Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran.

Citations: Sabbaghchi Firouzabad, M.; Tabataba'i Nasab, Z. & Alavi Rad, A., (2022). "Investigating the Sudden Changes in the Money on the Welfare cost of Inflation in Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 11(42), 279-313 (doi: 10.22084/aes.2022.25336.3375).

Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4427.html?lang=en

1. Introduction

Economists have raised many issues about the cost of inflation and its effects on welfare under the title of welfare cost of inflation. In defining the welfare cost of inflation, it can be written that inflation in two ways can cause welfare reduction. The first is that households spend less time on manufacturing activity as inflation costs increase so they have more time to make deals. On the other way, inflation causes the demand for banking services to increase to save time on transactions. This causes scarce resources to be transferred from the manufacturing sector to the bank. This is a social loss, because if there was no inflation, these resources would be used directly in the production of goods and services. The money demand function is an important basis in the mechanism of transferring monetary policy to the real sector of the economy and must have the necessary stability. Because in this case, an accurate and accurate prediction of the effects of money supply changes on other macroeconomic variables such as prices and exchange rates can be provided. Therefore, irregularities in monetary policies and the increase in money and inflation resulting from it can lead to instability in the money demand function and affect the welfare cost of inflation. In this paper, we try to evaluate the nonlinear relationship between money and welfare cost of inflation with Markov Switching approach. For this purpose, the money demand function in Iran is estimated using Divisia index and then the welfare costs of inflation in the period (1988-2020) are calculated.

2. Materials and Methods

In order to calculate the welfare cost of inflation in this study, a standard method followed by Lucas (2000) and Ireland (2009) and Mogliani and Urga (2018) is used as follows:

if $m(i)$ is the money demand function and $\Psi(x)$ its inverse, then the welfare cost of inflation is

$$W(i) = \int_{m(i)}^{m(\cdot)} \Psi(x) dx = \int_1^i m(x) dx - im(i) \quad (1)$$

where $w(i)$ is the welfare cost of inflation, expressed as a fraction of income.

Clearly, the first step in the calculation of the welfare cost of inflation is the estimation of a money demand function. In this regard, Lucas (2000) suggests two competing specifications. One is linear in the (natural) logarithms of m (the ratio of nominal money balances to nominal income, M/Y) and i (the short-term nominal interest rate)

$$\ln m = \ln A - \eta \ln i \quad (2)$$

and the other specification links the logarithm of m to the level of i

$$\ln m = \ln B - \xi i \quad (3)$$

where $A > 0$ and $B > 0$ are constants. Eq. (2) was inspired by Meltzer (1963) and is known as the log-log (or double log) specification, whereas Eq. (3) was adapted from Cagan (1956) and is known as the semi-log specification. The key difference between the two specifications is the coefficient of the interest rate term. In Eq. (2), $\eta > 0$ measures the absolute value of the interest elasticity of money demand, while $\xi > 0$ in Eq. (3) measures

the absolute value of the interest semi-elasticity of money demand. Lucas (2000) shows that when the money demand function takes the log-log form the welfare cost of inflation is

$$W(i) = \int_0^i Ax^{-\eta} dx - iAi^{-\eta} = A\left(\frac{\eta}{1-\eta}\right) i^{1-\eta} \quad (4)$$

and when it takes semi-log form the welfare cost of inflation is

$$W(i) = \left(\int_0^i B^{-\xi x} dx - iBe^{-\xi x}\right) = \frac{B}{\xi} [1 - (1 + \xi i)e^{-\xi i}] \quad (5)$$

Thus, the welfare cost of inflation, $w(i)$, can be obtained from Eqs. (4) and (5) by using estimated coefficients from Eqs. (2) and (3), respectively.

3. Data

In this research, the model model for welfare cost of inflation in Iran's economy is estimated by Markov Switching approach. For this purpose, in the first step, using Divisia sum and consumer surplus approach and compensatory changes of money demand specifications (Bamol-Tobin theory) with interest rate and money volume variables and using Markov method, self-regression switching is extracted from the demand function of money and in the second step, the welfare cost of inflation is calculated with the demand function derived from the consumer surplus. The data used in this study are based on the frequency of seasonal data for the period 1998-2020. OxMetrics software is used to estimate model patterns.

4. Discussion

Based on the results, the elasticity of money demand for both logarithmic and semi-logarithmic models was not statistically significant. Although estimating the elasticity of money demand for all models is not statistically significant, the results are consistent with Ireland (2009) and Dai and Serlitz (2019). Since the characteristics of the money demand function are very important in calculating the welfare cost of inflation. Another important point implies one of most famous monetary policy optimal rule Friedman (1969), I mean keeping nominal interest rates at zero levels for risk-free assets. According to this rule, social optimization is where the ultimate social benefit of keeping the last currency is equal to the ultimate cost of money from the community's point of view. Because the cost of generating the last currency for society is zero, so the ultimate social benefit of holding money or nominal interest rates should be zero. In such a political system, the inflation rate will be equal to the negative real interest rate, because the nominal interest rate is equal to the sum of the real interest rate and the inflation rate.

In fact, the optimal inflation rate is negative from Friedman's rule to reflect the increase in economic productivity, the lack of increase in economic productivity is similar to the GDP reduction, which indicates the increase in welfare expenditure.

5. Conclusion

In this study, we tried to calculate the welfare cost of inflation for Iran's economy during the period q1 1367 -q1 1399 with Markov switching approach. The calculations indicate that the welfare loss of rising inflation and moving away from optimal rule Friedman (1969) with the disregard of monetary policymakers leads to an increase in the welfare cost of inflation. Double-digit inflation rates themselves are evidence of this claim. The results show that in the interest rate of 10% of the welfare cost of inflation for logarithmic model in the regime of 0.75% of GDP in the regime two is 0.67% GDP and in the regime three is 0.78% GDP. Therefore, as the money increases, the welfare cost of inflation increases increasingly. At the interest rate of 10% with semi-logarithmic characteristics in the regime, one is equal to 0.039% OF GDP in the 0.036% GDP regime and 0.031% OF GDP in the three-point regime.

In our country, inflation is 36.9% of the welfare expenditure of the regime is 2.46% GDP and regime two is 2.21% GDP and the regime is 3.56% 2.56% of GDP in full logarithm. If inflation rises from 36% to 38%, the amount of 7524.3 billion Rials of GDP will be reduced. In other scenarios of this study, two other regimes of full logarithm, due to the decrease in the relationship between the growth of money volume and nominal interest rate, and its lack of deterrence, the reduction of GDP will be much greater and consequently the welfare cost of inflation will increase further. This decrease in GDP is considered as an increase in the welfare cost of inflation and as a tax loss of cash holding. That's why people are trying to take cash away from themselves. Hence, inflation targeting can be a solution.



فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲۲-۲۳۲۲

وبسایت نشریه: <https://aes.basu.ac.ir>

نشریه گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران



بررسی تغییرات ناگهانی حجم پول بر هزینه رفاهی تورم در ایران*

محمد صباغچی فیروزآباد^۱، زهره طباطبایی نسب^۲، عباس علوی راد^۳

نوع مقاله: پژوهشی

شناسه دیجیتال: <https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25336.3375>

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۱۹، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۱/۱۱

صص: ۳۱۳-۲۷۹

چکیده

پژوهش حاضر دادوستد موجود بین تورم و رفاه برای اقتصاد ایران در دوره ۱۳۶۷ ق ۱ - ۱۳۹۹ ق ۱ و ارتباط غیرخطی آن با افزایش حجم پول را با رویکرد «مارکوف سوئیچینگ» بررسی می‌نماید. برای این منظور با استفاده از یک روش استاندارد که توسط «لوکاس» (۲۰۰۰)، «آیرلند» (۲۰۰۹) و «مودگلیانی» و «اورگا» (۲۰۱۸) دنبال شده دو تابع تقاضای پول با مشخصات لگاریتم کامل و نیمه لگاریتمی برآورد شده است. نتایج حاکی از وجود رابطه غیرخطی بین حجم پول و هزینه رفاهی تورم بوده است. هم چنین در نرخ بهره ۱۰٪ هزینه رفاهی تورم برای مدل لگاریتم کامل در رژیم یک معادل $GDP\%0/75$ در رژیم دو و $GDP\%0/67$ و در رژیم سه $GDP\%0/78$ است؛ و برای مدل نیمه لگاریتمی در رژیم یک معادل $GDP\%0/39$ در رژیم دو و $GDP\%0/36$ و در رژیم سه $GDP\%0/31$ است. علاوه بر این بی نظمی در سیاست‌های پولی و افزایش حجم پول باعث بی ثباتی در عملکرد تقاضای پول شده و هزینه رفاهی تورم را تحت تأثیر قرار داده است.

کلیدواژگان: هزینه رفاهی تورم، تقاضای پول، مارکوف سوئیچینگ، شاخص دیویزیا.

طبقه بندی JEL: 36P, 41E, 24C, 49E

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، واحد ابرکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، ابرکوه، ایران.

Email: sabbaghchy_msf@yahoo.com

۲. استادیار گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران (نویسنده مسئول).

Email: tabatabaienasab@iauyazd.ac.ir

۳. دانشیار گروه اقتصاد، واحد ابرکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، ابرکوه، ایران.

Email: alavirad@iauyazd.ac.ir

ارجاع به مقاله: صباغچی فیروزآباد، محمد؛ طباطبایی نسب، زهره؛ و علوی راد، عباس (۱۴۰۱). «بررسی تغییرات ناگهانی حجم پول بر هزینه رفاهی تورم در ایران». فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱(۴۲)، ۲۷۹-۳۱۳ (doi: 10.22084/aes.2022.25336.3375).

صفحه اصلی مقاله در سامانه نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4427.html

۱. مقدمه

اقتصاددانان مباحث فراوانی را درباره هزینه تورم و اثرات آن بر رفاه، تحت عنوان هزینه رفاهی تورم مطرح کرده‌اند. در تعریف هزینه رفاهی تورم می‌توان این‌گونه نوشت که تورم از دو جهت می‌تواند کاهش رفاه را به همراه داشته باشد؛ اول این‌که، خانوارها با افزایش هزینه‌های تورم، زمان کمتری را به فعالیت تولیدی اختصاص می‌دهند تا وقت بیشتری برای انجام معاملات داشته باشند؛ یعنی برای در امان ماندن از اثرات تورم، دارایی پولی بدون بهره کمتری نگهداری کرده‌اند و کمتر از خدمات دارایی پولی در امر تسهیل معاملات استفاده نموده‌اند. از جهت دیگر، تورم باعث می‌شود برای صرفه‌جویی در زمان معاملات، تقاضا برای خدمات بانکی افزایش یابد. این امر باعث می‌شود تا منابع کمیاب از بخش تولید به بانک انتقال یابد. این مهم زیان اجتماعی محسوب می‌شود، چون اگر تورم وجود نداشت این منابع به‌طور مستقیم در بخش تولید کالا و خدمات به کار می‌رفت. از سویی تورم بالا عدم اطمینان ایجاد کرده، برنامه‌ها و اولویت‌های سرمایه‌گذاری را مخدوش می‌کند و بازده واقعی دارایی‌های مالی و پس‌انداز را کاهش می‌دهد؛ و از این‌رو رشد اقتصادی تحت تأثیر قرار می‌گیرد. علاوه بر این، تورم بالا با تحریف سیگنال‌های بازار، بر کارایی اقتصادی تأثیر منفی می‌گذارد. تمام این هزینه‌ها با تورم پیش‌بینی نشده همراه است و در ادبیات اقتصادی مورد توجه بسیاری قرار گرفته است. ریشه‌یابی این تورم و به دنبال آن هزینه رفاهی که به صورت بده‌بستان بین تورم و هزینه رفاهی عمل می‌کند را می‌توان در تابع تقاضای پول جستجو کرد.

تابع تقاضای پول مبنای مهمی در مکانیزم انتقال سیاست پولی به بخش واقعی اقتصاد به‌شمار می‌رود و بایستی از ثبات لازم برخوردار باشد؛ زیرا در این صورت می‌توان پیش‌بینی مناسب و دقیقی از اثرات تغییرات عرضه پول بر دیگر متغیرهای کلان اقتصادی مانند قیمت‌ها و نرخ ارز ارائه کرد؛ بنابراین بی‌نظمی در سیاست‌های پولی و افزایش حجم پول و تورم حاصل از آن می‌تواند به بی‌ثباتی در عملکرد تقاضای پول بیانجامد و هزینه رفاهی تورم را تحت تأثیر قرار دهد.

این مطالعه در صدد بررسی وضعیت ارتباط حجم پول و هزینه رفاهی تورم در ایران است. اگرچه مطالعات قبلی به نتایج خوبی دست یافته‌اند؛ اما جای خالی محاسبه هزینه رفاهی تورم به روش مارکوف سوئیچیک که در وضعیت‌های متفاوت آن‌را بررسی می‌کند خالی است. در روش مارکوف سوئیچینگ حالت‌های متفاوت تابعیت رژیم برای مدل مورد نظر وجود دارد. مهم‌ترین این حالت‌ها حالت عرض از مبدأ تابع رژیم و یا میانگین تابع رژیم است. تفاوت حالت میانگین و عرض از مبدأ این است که در حالت میانگین تغییر در رژیم آهسته صورت می‌گیرد، ولی در حالت عرض از مبدأ تغییر در رژیم به سرعت صورت می‌گیرد. با توجه به کمترین مقدار آماره آکاییک برای این مطالعه ترکیب میانگین و ضرایب خود رگرسیون تابع رژیم در سه وضعیت (رژیم) مورد بررسی قرار گرفته است. براساس اطلاعات این سه وضعیت مشخص می‌شود که تا کجا ارتباط بین رشد حجم پول و هزینه رفاهی تورم مطابق با مطالعات اقتصادی و افزایش حجم پول متناسب با نرخ بهره است و از کجا به بعد این ارتباط وجود ندارد. هم‌چنین با بهره‌گیری از رویکرد مارکوف سوئیچیک و تابع تقاضای پول به سه رژیم تفکیک می‌شود که مشخص می‌کند افزایش حجم پول تا چه وضعیتی سبب ثبات تقاضای پول بوده و از چه وضعیتی به بعد ناپایداری تقاضای

پول آشکار می‌گردد؛ بنابراین با تغییر رژیم‌ها و پارامترهای تابع تقاضای پول، هزینه رفاهی تورم نیز تغییر خواهد کرد.

بر این اساس در پژوهش حاضر تلاش می‌شود رابطه غیرخطی بین حجم پول و هزینه رفاهی تورم با رویکرد مارکوف سویچینگ مورد ارزیابی قرار گیرد. برای این منظور تابع تقاضای پول در ایران با بهره‌گیری از شاخص «دیویزیا»^۱ برآورد و سپس با استفاده از آن هزینه‌های رفاهی تورم در دوره (۱۳۹۹-۱۳۶۷) محاسبه شود. با توجه به مراتب فوق این پژوهش در شش بخش تنظیم شده است؛ پس از مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری و در بخش سوم پیشینه پژوهش بیان شده است. بخش چهارم به بیان روش تحقیق و تصریح مدل اختصاص دارد. در بخش پنجم تحلیل نتایج و در بخش ششم نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

تقریباً همه اقتصادهای پیشرفته اکنون نرخ تورم را هدف قرار داده‌اند و به بانک‌های مرکزی خود استقلال بیشتری داده‌اند؛ علاوه بر این، به دنبال موفقیت هدف‌گذاری تورمی در اقتصادهای پیشرفته، تعداد زیادی از اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه اخیراً از هدف‌گذاری نرخ ارز به هدف‌گذاری تورمی روی آورده‌اند؛ در حال حاضر، تعداد قابل توجهی اقتصاد پیشرفته، نوظهور و در حال توسعه وجود دارند که نرخ تورم را هدف قرار می‌دهند و بسیاری از کشورهای دیگر به سمت این چارچوب سیاست پولی حرکت می‌کنند. اما پس از وقوع بحران مالی جهانی و پیشنهاد اقتصاددانان برجسته برای افزایش هدف تورم به بالای ۲٪ و با توجه به شیوع تورم در تاریخ اقتصادی بسیاری از کشورها، اقتصاددانان علاقه بیشتری به محاسبه هزینه رفاهی تورم نشان داده‌اند (دای و سرلیس، ۲۰۱۹)؛ چراکه معیار ارزیابی سیاست‌ها در جامعه، میزان تأثیر آن بر رفاه مردم است؛ و از این جهت سنجش رفاه اجتماعی اهمیت شایانی دارد.

در متون اقتصادی معمولاً از مصرف و درآمد به‌عنوان معیارهایی برای محاسبه رفاه استفاده می‌شود. افزایش درآمد و مصرف افراد، خانواده‌ها و جامعه نشان‌دهنده افزایش رفاه در آن مجموعه است. از مفهوم هزینه در معنای اقتصادی آن نیز می‌توان به‌عنوان شاخصی برای ارزیابی تغییرات رفاه جامعه استفاده کرد. هر سیاست و یا پدیده‌ای که هزینه‌های مبادلاتی در اقتصاد را افزایش دهد و سبب سخت‌تر شدن تعاملات فردی و کسب‌وکار شود، رفاه جامعه را کاهش خواهد داد. در واقع با افزایش هزینه‌ها و مشکلات افراد جامعه در انجام فعالیت‌های روزمره، رفاه جامعه کمتر می‌شود. مطالعاتی که در حوزه هزینه‌های رفاهی تورم انجام شده، عمدتاً از این رویکرد استفاده کرده‌اند (زائری و ندری، ۱۳۹۲).

^۱. Divisia

در یک اقتصاد پولی، نرخ بهره اسمی در حقیقت هزینه دارایی‌های پولی است. افزایش در نرخ تورم موجب خواهد شد نرخ بهره اسمی افزایش یافته و از جذابیت دارایی پولی کاسته شود. در این شرایط، عوامل اقتصادی تلاش می‌کنند تراز پولی‌شان را محدودتر ساخته و دارایی پولی کمتری نگه‌دارند تا زیان سرمایه کمتری متحمل شوند. این امر خدمات حاصل از دارایی پولی در ایجاد سهولت در معاملات را کاهش داده و تعدیلات هزینه‌بری را به عاملان اقتصادی تحمیل می‌کند و در نتیجه از مقدار رفاه آن‌ها می‌کاهد. این ایده اولیه هزینه رفاهی تورم است که به وسیله «فریدمن» (۱۹۵۳) مطرح شد (جعفری صمیمی و تقی نژاد عمران، ۱۳۸۳). در واقع یک شوک پولی انبساطی، افزایش تولید و قیمت‌ها را در پی خواهد داشت. اما واکنش سطح قیمت‌ها به شوک پولی هم سریع‌تر و هم پایدارتر خواهد بود؛ لذا اعمال سیاست پولی انبساطی اگرچه در کوتاه‌مدت باعث افزایش تولید خواهد شد، اما هزینه تورم آن با توجه به تداوم طولانی مدت‌تر افزایش قیمت‌ها بیشتر خواهد بود. (صادقی‌شاهدانی و همکاران، ۱۳۹۱). با توجه به این که بانک‌ها سهم عمده تأمین مالی را در ایران به عهده دارند، افزایش بی‌ثباتی بانکی در ایران رشد اقتصادی و به دنبال آن رفاه اجتماعی را کاهش می‌دهد (یزدان‌پناه و همکاران، ۱۳۹۹).

مسئله هزینه رفاهی تورم در کشورها تحت هر دو تعادل جزئی و تعادل عمومی مطرح می‌شود. «بایلی»^۱ (۱۹۵۶) اولین کسی است که به مطالعه پیامدهای رفاهی تورم می‌پردازد. وی هزینه رفاهی تورم را به‌عنوان یک زیان برای مصرف‌کننده تبیین می‌کند؛ زیرا نرخ بهره اسمی برای مصرف‌کننده همان هزینه فرصت نگهداری پول به‌جای سپردن آن در بانک است. فرض ضمنی بایلی آن است که نرخ بهره از دست رفته یا منابع حاصل از نگهداری پول نقد به‌منظور تسهیل معاملات و مبادلات تهاتر می‌گردد؛ به‌عبارت دیگر، هر افزایش در نرخ بهره اسمی که انعکاس افزایش تورم باشد موجب کاهش متناظر در تقاضای پول و کاهش منابع حاصل از نگهداری پول نقد است. بر این اساس، بایلی در این رویکرد هزینه رفاهی تورم را معادل میزان درآمدی می‌داند که باید به مصرف‌کننده پرداخت تا نرخ تورم مثبت و نرخ تورم صفر برای او بی‌تفاوت باشد؛ از این‌رو، وی معتقد است که با افزایش نرخ تورم، هزینه رفاهی تورم افزایش می‌یابد. «لوکاس»^۲ (۲۰۰۰) هزینه رفاه تورم را با استفاده از داده‌های سالانه برای ایالات متحده طی دوره ۱۹۰۰ تا ۱۹۹۴ م. و براساس رویکرد بایلی (۱۹۵۶) برآورد می‌نماید. لوکاس از تابع تقاضای لگاریتمی پول استفاده می‌نماید و عرضه پول را به‌صورت مجموع ساده M1 و کشش نرخ بهره را $-0/05$ فرض می‌کند، و برای نرخ تورم سالانه ۱۰٪ هزینه رفاهی تورم را حدود ۱٪ درآمد واقعی گزارش می‌نماید. «سرلینس» و «یاوری» (۲۰۰۴) با فرض لوکاس (۲۰۰۰) مبنی بر این که کشش بهره $-0/05$ است مخالفت می‌کنند. آن‌ها کشش بهره تقاضای پول را $-0/21$ تخمین می‌زنند که بسیار کمتر از مقدار $-0/05$ است که توسط لوکاس (۲۰۰۰) در نظر گرفته شده است، و میزان هزینه رفاهی تورم را حدود نیمی از ارزش گزارش شده توسط لوکاس (۲۰۰۰) ارائه می‌نمایند. «ایرلند»^۳ (۲۰۰۹) با استفاده از مجموع ساده M1 و تابع تقاضای نیمه‌لگاریتمی پول هزینه رفاهی

1. Bailey

2. Lucas

3. Ireland

تورم در آمریکا را حدود ۰/۲۳٪ درآمد واقعی در سال برآورد می‌کند (اگر نرخ تورم سالانه ۱۰٪ باشد) که به‌طور قابل‌توجهی کمتر از تخمین لوکاس (۲۰۰۰) است.

لوکاس (۲۰۰۰) درخصوص شواهد تجربی تقاضای بلندمدت پول می‌نویسد استفاده از جمع ساده در تابع تقاضای پول نمی‌تواند راهنمای قابل‌اعتمادی برای سیاست‌گذاری باشد و در چندین مطالعه از قبیل «بیلونگیا» و «ایرلند» (۲۰۱۹)، «آندرسون» و همکاران (۲۰۱۷)، «بارنت» (۲۰۱۶)، «جودسون» (۲۰۱۴)، «کارلسون» (۲۰۰۰) و «تلز» و «ژو» (۲۰۰۵) این‌گونه استدلال شده است که با جمع کردن اجزای پول با استفاده از شاخص‌های دیویزیا مشکل مذکور برطرف شده است.

در روش سنتی جمع ساده پول، آن‌چه بتواند منشأ خدمات پولی در نظر گرفته شود با هم جمع می‌شود. اما این موضوع مشکلاتی را در تحلیل‌های اقتصادی پدید آورد. در دهه ۱۹۷۰ م. با بیش از واقعیت پیش‌بینی کردن تابع تقاضای پول آمریکا (گلدفلد^۱، ۱۹۷۶) عنوان کرد که تعریف MI با ثبات نبوده و نمی‌توان تابع تقاضای پول را تخمین زد؛ وی این تغییر را «پدیده پول گمشده» نامید. از طرفی، پیش‌بینی وقوع تورم رکودی سال ۱۹۸۲ م. آمریکا پس از اجرای سیاست انبساطی پولی و افزایش نرخ تورم و نرخ بهره (فریدمن^۲، ۱۹۸۳) که از سوی «پولیون» به رهبری «میلتون فریدمن» محقق نشد، اقتصاددانان را بر آن داشت که یا خطا در تصریح وجود دارد و یا روش تجمیع ساده حجم پول نادرست است. فدرال رزرو سال‌ها بعد در مطالعه‌ای خطای احتمالی تصریح را رد کرد (ویت سل و کولینز^۳، ۱۹۹۶). با اصلاح مؤلفه‌های شکل‌دهنده پول، زمینه‌ساز بازاندیشی درخصوص روش مناسب تجمیع پولی گردیدند (شاهمرادی و ناصری، ۱۳۸۹).

بعد از بروز پدیده پول گمشده^۴ در اوایل دهه ۱۹۷۰ م. از نظر اقتصاددانان جمع ساده برای محاسبه حجم پول دچار ضعف‌هایی گشت. ارائه هزینه استفاده از پول توسط بارنت، امکان استفاده از شاخص دیویزیا به‌منظور محاسبه حجم پول فراهم شد. مطالعاتی که برای حل مشکلات اشاره شده درخصوص جمع ساده بیان شد را می‌توان به دو دسته کلی تقسیم کرد که هر یک به‌صورت مستقل و به تنهایی به تعیین حجم پول براساس شاخص مقداری دیویزیا منتهی می‌شود؛ دسته اول، مطالعاتی که بر استفاده نظریه اعداد شاخص آماری بود؛ و دسته دوم، براساس نظریه تجمیع. نظریه اعداد شاخص آماری گروهی از شاخص‌های مقداری و قیمتی را ارائه می‌کند. این شاخص را صرفاً به اطلاعات مربوط به مقدار و قیمت می‌توان ساخت. به‌عبارت دیگر، شاخص جمع ساده و شاخص دیویزیا را می‌توان نمونه‌هایی از اعداد شاخص آماری در نظر گرفت، اما شاخص جمع ساده نوع خاصی از آن است که قیمت در آن لحاظ نمی‌شود. در نظریه تجمیع تلاش می‌شود تا حجم پول براساس مبانی خرد اقتصادی و از طریق حداکثرسازی یک تابع مطلوبیت که پول و مؤلفه‌های آن نیز از آرگومان‌های آن تابع است به‌دست آید. در این شرایط تابع مطلوبیت به‌عنوان تابع تجمیع عمل می‌نماید.

1. Goldfeld

2. Friedman

3. WhitSol & Collins

4. Missing money

۲-۱. شاخص جمع ساده و جمع دیویزیا برای محاسبه حجم پول

در شاخص جمع ساده برای محاسبه حجم پول به تمام مؤلفه‌های پولی یک وزن ثابت اختصاص داده می‌شود. هم‌چنین نرخ رشد شاخص جمع ساده یک ترکیب خطی از نرخ‌های رشد مؤلفه‌های پولی است که در آن وزن‌ها برابر سهم‌های مؤلفه‌ها است (بارنت^۱، ۱۹۸۰). جمع ساده مؤلفه‌ها را زمانی که جانشین کامل یکدیگر باشند را توجیه‌پذیر می‌داند و چون این شرط در تعریف گسترده پول که مؤلفه‌های آن جانشین ناقص یکدیگرند نقض می‌شود، امکان استفاده از شاخص دیویزیا به منظور محاسبه حجم پول را مطرح می‌کند. وی معتقد است که روش معقول برای تجمیع پولی روشی است که تابع مطلوبیت تقاضا برای دارایی‌های پولی در نظر بگیرد، در غیر این صورت پیش‌بینی نتایج عرضه و تقاضای پول با بی‌ثباتی و ابهاماتی همراه خواهد بود (عرفانی و همکاران، ۱۳۹۱).

برای محاسبه وزن‌های مربوط به مؤلفه‌های پولی در روش دیویزیا، قیمت‌های مربوط به هر یک از مؤلفه‌ها نیز در محاسبات لازم است. این موضوع مستلزم در اختیار داشتن نرخ‌های بهره هر یک از مؤلفه‌ها می‌باشد.

در ابتدا هزینه استفاده مربوط به هر یک از مؤلفه‌های پولی در زمان t با توجه به روابط زیر محاسبه می‌شود.

هزینه استفاده از مؤلفه‌های پولی به دو صورت اسمی و واقعی به ترتیب زیر محاسبه می‌گردد.

$$P_{it} = \frac{P^*(R_t - r_{it})}{1 + R_t}$$

$$P_{it} = \frac{(R_t - r_{it})}{1 + R_t}$$

که در آن، P^* شاخص حقیقی هزینه زندگی، R_t نرخ دارایی معیار و r_{it} نرخ عایدی دارایی i ام در زمان t می‌باشد.

سپس سهم مخارج صورت گرفته برای خدمات ناشی از هر دارایی پولی i در زمان t محاسبه می‌شود؛ بنابراین اگر m_{it} مقدار دارایی پولی i ام در زمان t باشد، با در اختیار داشتن P_i که هزینه استفاده دارایی i ام در زمان t است می‌توان وزن یاد شده را از رابطه زیر به دست آورد.

$$S_{it} = \frac{P_{it} \cdot m_{it}}{\sum P_{it} \cdot m_{it}}$$

و در نهایت رشد انباشته پولی دیویزیا را از رابطه زیر محاسبه می‌کنیم.

^۱. Barnett

$$\ln M_t - \ln M_{t-1} = \sum_{i=1}^n S_{it}^* (\ln(m_{it}) - \ln(m_{it-1}))$$

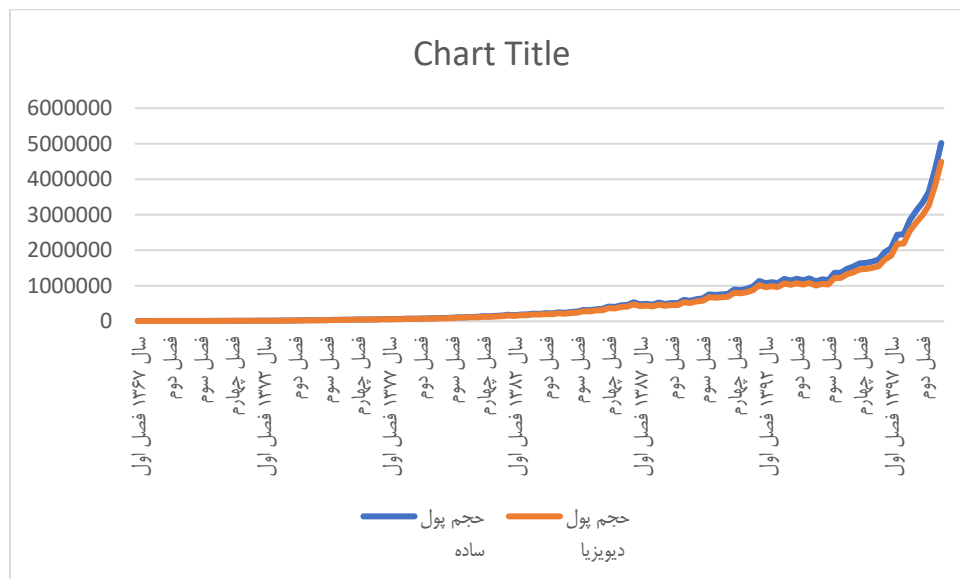
که در آن:

$$S_{it}^* = \frac{1}{2} (S_{it} + S_{it-1})$$

و n برابر است با تعداد مؤلفه‌ها و یا دارایی‌های پولی است (بارنت، ۱۹۷۸).

در شاخص جمع دیویزیا برای محاسبه حجم پول، یک تابع غیرخطی از مقادیر مؤلفه‌های پولی و قیمت‌های متناظر آن‌ها حاصل می‌شود. در این خصوص نرخ رشد شاخص دیویزیا نیز ترکیب خطی از نرخ‌های رشد مؤلفه‌های آن است که در مورد هر یک از مؤلفه‌ها، وزن‌های مربوطه میانگین سهم مخارج می‌باشند (شاهمرادی و ناصری ۱۳۸۹). در نمودار ۱ مقایسه‌ای جمع حجم پول ساده و دیویزیا آمده است.

در این نمودار، نتایج گرافیکی حجم پول ساده بانک مرکزی و حجم پول دیویزیا محاسبه شده به میلیارد ریال گزارش شده است.



نمودار ۱: حجم ساده پول و حجم دیویزیای پول به میلیارد ریال (منبع: جمع دیویزیا محاسبات تحقیق و جمع ساده بانک مرکزی).

Diag. 1: money and the money division in billions of rials (Source: Divisia Sum research calculations and simple sum of central bank).

با توجه به واحد جمع حجم پول به میلیارد ریال مشاهده می‌گردد، وزن مؤلفه‌های حجم پول دیویزیا، تقاضا برای دارایی‌های پولی را به چه میزان کاهش داده است و اختلاف زیادی بین این دو شاخص در دوره‌های مورد بررسی

این تحقیق به وجود آورده است. برای نمونه براساس محاسبات این تحقیق اختلاف مقادیر حجم پول ساده و دیویزیا در فصل اول ۱۳۶۷ برابر ۷۴۴/۷ میلیارد ریال و در فصل اول ۱۳۹۹ برابر ۵۲۸۱۹۳ میلیارد ریال است.

۲-۲. روش محاسبه جمع دیویزیا

در روش محاسبه دیویزیا اگر $\{q_1(t), q_2(t), \dots, q_n(t)\}$ مجموعه‌ای از مانده‌های دارایی پولی در زمان t باشد و $\{p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)\}$ بردار هزینه فرصت دارایی‌ها و D_i تابع تقاضا باشد، در آن صورت: $q_i(t) = D_i(p_i(t), Y)$

حال اگر از $q_i(t)$ و $p_i(t)$ تفاضل‌گیری شود، خواهیم داشت:

$$\frac{d \ln p_i(t)}{d \ln q_i(t)} = \frac{dp_i(t)/p_i(t)}{dq_i(t)/q_i(t)} \quad (1)$$

شاخص مقداری دیویزیا Q_t^D و شاخص قیمتی دیویزیا p_t^D با توجه به مؤلفه‌های $q_i(t)$ و $p_i(t)$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Q_t^D = Q_0^D \exp \int_0^t d \ln Q_t^D = Q_0^D \exp \int_0^t \sum_i s_i(t) d \ln q_i(t) \quad (2)$$

$$p_t^D = p_0^D \exp \int_0^t d \ln p_t^D = p_0^D \exp \int_0^t \sum_i s_i(t) d \ln p_i(t) \quad (3)$$

که $s_i(t)$ سهم مؤلفه i از کل مخارج است و برابر است با

$$s_i(t) = \frac{p_i(t)q_i(t)}{\sum_j p_j(t)q_j(t)} \quad (4)$$

$$d \ln Q_t^D = \sum_i s_i(t) d \ln q_i(t) = \frac{\sum_i p_i(t) dq_i(t)}{\sum_j p_j(t) q_j(t)} \quad (5)$$

$$d \ln p_t^D = \sum_i s_i(t) d \ln p_i(t) = \frac{\sum_i q_i(t) dp_i(t)}{\sum_j p_j(t) q_j(t)} \quad (6)$$

حال در نظر بگیرید: $X(t) = \sum_i p_i(t)q_i(t)$ ، کل مخارج بر روی خدمات پولی باشد، پس:

$$d \ln X(t) = \frac{dX(t)}{X(t)} = \frac{\sum_i p_i(t) dq_i(t) + \sum_i q_i(t) dp_i(t)}{X(t)}$$

$$= \sum_i s_i(t) d \ln q_i(t) + \sum_i s_i(t) d \ln p_i(t) \quad (7)$$

$$= d \ln Q_t^D + d \ln p_t^D \quad (8)$$

$$\Rightarrow \ln X(t) = \ln Q_t^D + p_t^D + \text{constan} \quad (9)$$

$$\Rightarrow X(t) = Q_t^D * p_t^D * \text{constant} \quad (10)$$

۳. پیشینه تحقیق

«خلیلی عراقی» و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعاتشان به موضوع هزینه رفاهی تورم در ایران با رویکرد مدل حداقل مربعات معمولی پویا پرداختند. آن‌ها با استفاده از روش هم‌انباشتگی و مدل حداقل مربعات معمولی پویا^۱ به این نتیجه رسیدند که در مدل ایستا برای نرخ تورم ۱۰٪ هزینه رفاهی تورم به صورت نسبتی از درآمد، برابر با ۳۶/۵ و برای یک مدل پویا، برابر با ۳۵/۴ بوده است. همچنین سیاست‌های بانک مرکزی که منجر به کاهش در نرخ تورم شده با اندازه کافی منجر به کاهش در هزینه‌های رفاهی تورم نیز شده و این میزان هزینه رفاهی را به سمت قاعده بهینه فریدمن سوق داده است.

«زائری» و «ندری» (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به موضوع محاسبه هزینه رفاهی تورم پرداختند. آن‌ها با استفاده از روش هم‌جمعی «جوهانسن» رابطه بلندمدت حجم پول به تولید ناخالص داخلی با نرخ بهره را بررسی نمودند. نتایج نشان می‌دهد در سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۶۹ متوسط هزینه‌های رفاهی در دو حالت لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی به ترتیب ۳/۵۴ و ۱/۴۲٪ GDP است.

«گودرزی فراهانی» و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی هزینه رفاهی تورم با رویکرد مدل‌های تعادل عمومی پرداختند. آن‌ها با یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا سه بخشی کینزین‌های جدید به دو فرم لگاریتم خطی و غیرخطی، میزان هزینه رفاهی تورمی را برای نرخ تورم ۱۰٪، به میزان ۵/۵ برآورد کردند. برای مدل با شاخص‌بندی کامل نیز هزینه رفاهی به میزان ۳/۷٪ برآورد شد. همچنین نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تغییر در سطح پایدار تورم بر سطح رفاه جامعه اثرگذار است.

«بختیاری» و «صمدپور» (۱۳۹۰) در پژوهشی به برآوردی از هزینه رفاهی تورم در اقتصاد ایران پرداختند. آن‌ها با استفاده از مدل هم‌جمعی جوهانسن برای سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۳۸ ه.ش. رابطه بلندمدت هزینه فرصت

¹. Dynamic Ordinary Least Squares

نگهداری پول و نسبت حجم پول به درآمد را بررسی نمودند. برآورد هزینه رفاهی تورم براساس این مطالعه به این ترتیب است که اگر نرخ تورم از ۳٪ به ۱۵٪ افزایش یابد، هزینه رفاهی تورم در مدل لگاریتمی از $GDP \ 0.14\%$ به $GDP \ 1.7\%$ و در مدل نیمه لگاریتمی از $GDP \ 0.12\%$ به $GDP \ 2.3\%$ افزایش خواهد یافت. هم چنین نتایج این پژوهش حاکی از آن است که مدل نیمه لگاریتمی جهت محاسبه هزینه رفاهی تورم در ایران مناسب تر است.

«جعفری صمیمی» و «تقی نژادعمران» (۱۳۸۳) به بررسی هزینه رفاهی تورم - بسط الگوی لوکاس و ارائه دیدگاه جدید - پرداختند؛ آن ها با وارد نمودن بخش بانک، در تحلیل هزینه رفاهی تورم لوکاس (۲۰۰۰) یک مدل نظری ارائه دادند. در این مدل برای اندازه گیری هزینه رفاهی تورم، کانال انحرافی جدیدی علاوه بر زمان معاملاتی که مورد تأیید لوکاس می باشد، معرفی کردند و مانند مدل لوکاس از چارچوب مدل زمان خرید «مک کالم»^۱ و «گودفریند»^۲ (۱۹۷۸) بهره بردند. نتایج حاصل از معرفی کانال جدید اندازه گیری زیان رفاهی تورم، نشان می دهد که با بسط و گسترش الگوی لوکاس می توان دقت در اندازه گیری زیان فوق را افزایش داد.

«دای» و «سرلتیس»^۳ (۲۰۱۹) به بررسی هزینه رفاهی تورم در ایالت متحده آمریکا پرداختند و با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ نشان دادند که شکاف ساختاری در اواخر دهه ۱۹۷۰ و اوایل دهه ۱۹۸۰ م. با توابع تقاضای پول لگاریتمی و نیمه لگاریتمی با استفاده از داده های سالانه و سه ماهه شناسایی می شود و منحنی های تقاضای پول پر شیب تر می شود؛ به علاوه براساس برآوردهای آماری، هزینه رفاهی تورم، با مشخصات لگاریتم کامل در رژیم یک هزینه رفاهی تورم در نرخ ۱۰٪ و جمع دیویزی یا ۰/۰۱۳ و رژیم دو ۰/۰۵۸ و برای مشخصات نیمه لگاریتمی رژیم یک ۰/۳۰۱ و رژیم دو ۰/۱۵۷ نشان داده اند. با توجه به بررسی میزان تقاضای پول، پس از دهه ۱۹۸۰ م. به طور قابل توجهی (نزدیک به ۵۰٪) کاهش یافته است.

«کورات»^۴ (۲۰۱۹) در مطالعات خود به بررسی هزینه رفاهی تورم پرداخته و با استفاده از مدلی مطابق با الگویی که در آن بانک ها قدرت انحصاری و ارزی دارند به این نتیجه می رسد که نرخ سود بالای اسمی با گسترش سپرده های بالا همراه است؛ بنابراین نرخ بهره بالاتر باعث افزایش قیمت ضمنی خدمات بانکی، افزایش سود بانکی و جذب ورود به بخش بانکی می شود. با در نظر گرفتن این اثرات، افزایش ۱٪ تورم دارای هزینه رفاهی ۰/۰۸٪ در تولید ناخالص داخلی می شود. به علاوه نتایج حاکی از آن است که اگر صنعت بانکی با ورود آزاد و هزینه های ثابت بالا مشخص شود، این بدان معناست که نرخ تورم دائم بالاتر، باعث می شود منابع واقعی به دنبال تعقیب این سود اختصاص یابد.

«درسلر»^۵ (۲۰۱۵) در مطالعات خود به بررسی تحلیل بلندمدت و کوتاه مدت عوامل سیاسی اقتصادی بر هزینه های رفاهی تورم در یک مدل متشکل از تقاضای پول پرداخته و در ارزیابی خود می نویسد: همه عوامل

1. Mc Callum

2. Goodfriend

3. Wei Dai & Apostolos Serletis

4. Pablo Kurlat

5. Scott Dressler

اقتصادی در هر دوره تولید و مصرف می‌کنند و برای بیمه‌کردن خود در برابر خطرهای خاص، پول در اختیار دارند. این مدل کالیبره شده و بنابراین توزیع پولی توازن، ویژگی‌ها را با داده‌های ایالات متحده آمریکا حفظ می‌کند. براساس نتایج مطالعه مذکور هزینه‌های رفاهی بلندمدت تورم بسیار زیاد است؛ زیرا تورم توانایی پول در مقابل ریسک را کاهش می‌دهد. با این حال، اثر توزیع سودمند تورم در طول دوره کوتاه مدت، بزرگ‌تر می‌شود و هزینه‌های کلی را کاهش می‌دهد. این مزایای کوتاه‌مدت در اغلب موارد منجر به نرخ تورم بالاتر از قانون فریدمن می‌شود.

«سی‌سیلوا»^۱ (۲۰۱۲) در مطالعات خود به بررسی تعادل مجدد فرانکس و هزینه رفاه تورم پرداخته و این‌گونه بیان می‌کند که در مدل‌های نقدی در دوره معین نیاز به عوامل جهت بازپرداخت پول و اوراق است؛ به‌عنوان مثال، در طول هر ماه یا هر هفته، هزینه رفاه تورم دست‌کم گرفته می‌شود. او از مدلی استفاده می‌کند که در آن عوامل انتخاب می‌کنند، که چندبار اوراق قرضه را برای پول مبادله می‌کنند؛ به‌عبارت دیگر، در یک اقتصاد، عاملین اقتصادی در دوره‌های ثابت، پول و دارایی خود را مجدداً واگذار می‌کنند. این تغییر حاکی از تفاوت‌های زیادی برای هزینه رفاهی تورم است؛ از این‌رو، با در نظر گرفتن افزایش فراوانی معاملات مالی، برآورد هزینه رفاه را افزایش می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که افزایش در نرخ تورم از صفر به ۱۰٪ در سال دلالت بر این دارد که هزینه رفاهی تورم ۱٪ در GDP است.

«چیو» و «مولیکو»^۲ (۲۰۱۰) در مطالعاتشان به بررسی نقدینگی، توزیع مجدد و هزینه رفاهی تورم پرداختند. آن‌ها هزینه رفاهی بلندمدت تورم را در یک مدل خرد پایه با اصطکاک دادوستد و مدیریت نقدینگی بر هزینه مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در مقایسه با تخمین‌های سنتی بر یک مدل نماینده، هزینه‌های رفاهی تورم به دلیل تأثیر توزیع تورمی به میزان قابل توجه‌ای کمتر است. با افزایش نرخ تورم از ۰٪ به ۱۰٪ هزینه رفاهی به میزان ۰/۶۲ مصرف برای اقتصاد ایالات متحده است. به‌علاوه، هزینه رفاه در نرخ تورم غیرخطی است.

با توجه به مطالعات پیشین تفاوت این مطالعه این است که هزینه رفاهی با برآورد تابع تقاضای پول لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی و با بهره‌گیری از جمع دیویزیا در سه رژیم برآورد می‌شود. بیان نتایج به‌صورت سه رژیم با مطالعات «دای» و «سرلیتس» تشابه بیشتری دارد با این اختلاف که به علت تورم پایین در مطالعات دای و سرلیتس دو رژیم محاسبه و تحلیل گردیده، ولی در این مطالعه به‌علت تورم بالا سه رژیم در نظر گرفته شده است.

1. Andre C Silva

2. Jonathan Chio & Miguel Molico

۴. تصریح مدل

۴-۱. تابع تقاضای پول

به منظور محاسبه هزینه رفاهی تورم در این مطالعه از یک روش استاندارد که توسط لوکاس (۲۰۰۰)، آیرلند (۲۰۰۹) و «مودگلیانی» و «اورگا»^۱ (۲۰۱۸) دنبال شده، به شرح زیر استفاده می‌شود:

اگر $m(i)$: تابع تقاضای پول، $\Psi(x)$: معکوس تابع تقاضای پول، و $w(i)$: هزینه رفاهی تورم باشد آن‌گاه:

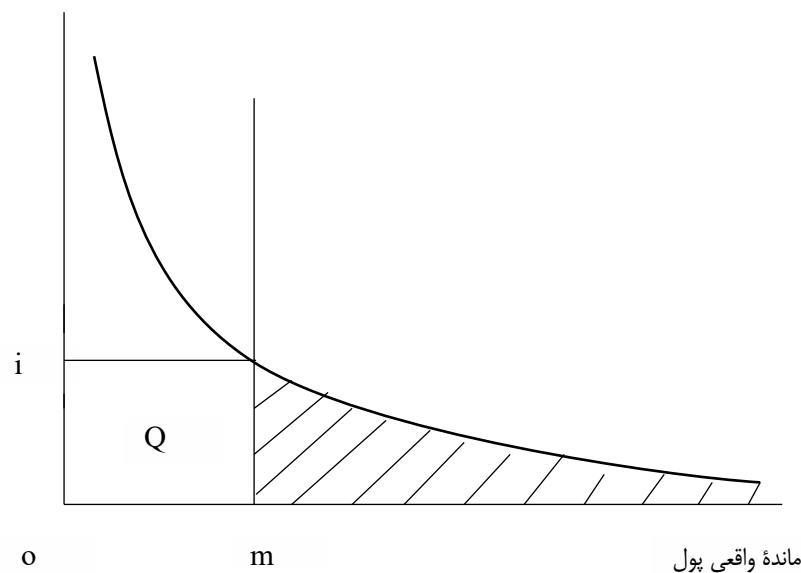
$$W(i) = \int_{m(i)}^{m^{(.)}} \Psi(x) dx = \int_i^i m(x) dx - im(i) \quad (11)$$

در توضیح فرمول ۱۱ می‌توان گفت، هزینه رفاهی تورم با به کارگیری مفهوم مازاد مصرف کننده به روش سطح زیر منحنی تقاضای پول محاسبه می‌شود. در روش بایلی، تابع تقاضای پول حقیقی به صورت زیر تعریف شده است.

$$\frac{M_t}{P_t} = m_t \equiv L(i_t, C_t)$$

که در آن M_t مانده اسمی پول، P_t سطح قیمت‌ها، m_t مانده واقعی پول، i_t نرخ بهره واقعی و C_t مصرف واقعی است؛ همچنین شکل زیر منحنی نزولی تقاضای پول و منحنی عمودی عرضه پول را در حالت تعادل نشان می‌دهد.

نرخ بهره اسمی



نمودار ۲: هزینه رفاهی تورم.

Diag. 2: welfare cost of inflation.

¹. Mogliani & Urga

در شکل بالا محور عمودی نرخ بهره اسمی و محور افقی مانده واقعی پول است. نرخ بهره اسمی یا قیمت پول همان هزینه فرصت مصرف کننده‌ای است که پول نقد را به جای حساب سپرده نگاهداری می‌کند. مازاد مصرف کننده نیز تفاضل مجموع درآمدهای ناشی از نگاهداری پول، از هزینه‌های آن است که با سطح زیر منحنی تقاضا و بالای سطح قیمت معادل است. وقتی نرخ بهره اسمی صفر باشد، هزینه فرصت نگاهداری پول نیز صفر است و مازاد مصرف کننده بیشترین مقدار را دارد؛ اما وقتی نرخ بهره اسمی به سمت i افزایش می‌یابد، هزینه فرصت نگاهداری پول افزایش یافته و مازاد مصرف کننده به اندازه مساحت منطقه هاشورخورده به اضافه مستطیل Q کاهش می‌یابد. از طرفی مازاد ایجاد شده برای دولت به عنوان تولیدکننده پول برابر تفاضل درآمدهای ناشی از چاپ پول، از هزینه‌های آن معادل مساحت زیر سطح قیمت و منحنی عرضه است. هنگامی که نرخ بهره اسمی به سمت i افزایش یابد، از هزینه تولید و انتشار پول می‌توان صرف نظر کرد و مازاد تولیدکننده افزایش یافته و درآمد عمومی را به میزان مساحت مستطیل Q ایجاد کرد. در نهایت مجموع مازاد تولیدکننده و مصرف کننده، «رفاه از دست رفته» نامیده می‌شود که برابر هزینه رفاهی تورم است. این هزینه رفاهی تورم را که با $W(i)$ نشان داده شده است؛ همان منطقه هاشورخورده زیر تابع تقاضای معکوس پول است.

در اینجا $W(i)$ به عنوان کسری از درآمد بیان شده است. بدیهی است که اولین قدم در محاسبه هزینه رفاهی، تخمین تابع تقاضای پول است. در این راستا لوکاس تابعی با مشخصات لگاریتمی طبیعی m (نسبت موجودی پول اسمی به درآمد اسمی M/Y) و i (نرخ سود اسمی کوتاه مدت) را پیشنهاد می‌کند.

$$\ln m = \ln A - \eta \ln i \quad (12)$$

$$\ln m = \ln B - \xi i \quad (13)$$

که در آن A و B به ترتیب عرض از مبدأ تابع با مشخصات لگاریتمی و نیمه لگاریتمی و η : کشش نرخ بهره و ξ : شبه کشش نرخ بهره و i : نرخ بهره واقعی است.

اگر $A > 0$ و $B > 0$ ثابت باشند معادله ۱۲ که از مطالعه «ملتزر»^۱ (۱۹۶۳) الهام گرفته شده به عنوان مشخصات لگاریتمی و معادله ۱۳ که از «کاگان»^۲ (۱۹۵۶) اقتباس شده به عنوان مشخصات نیمه لگاریتمی شناخته می‌شود.

لوکاس نشان می‌دهد وقتی تابع تقاضای پول لگاریتمی باشد، با استفاده از فرمول لگاریتمی کامل $m(it) = A i^{-\eta ct}$ ، هزینه رفاهی تورم برابر

$$W(i) = \int_0^i A x^{-\eta} dx - i A i^{-\eta} = A \left(\frac{\eta}{1-\eta} \right) i^{1-\eta} \quad (14)$$

و در فرم نیمه لگاریتمی با استفاده از فرمول کاگان و بایلی $m(it) = B e^{-\xi t ict}$ هزینه رفاهی تورم برابر

1. Meltzer

2. Cagan

$$W(i) = \left(\int_0^i B^{-\xi x} dx - i B e^{-\xi x} \right) = \frac{B}{\xi} [1 - (1 + \xi i) e^{-\xi i}] \quad (15)$$

در این مطالعه برای محاسبه هزینه رفاهی تورم از رویکرد مارکف سویچینگ بهره گرفته می‌شود. این امر امکان بررسی پویایی غیرخطی پیچیده و تغییرات ناگهانی در پارامترهای عملکرد تقاضای پول را فراهم می‌کند. با انجام این کار، تقاضا برای پول را به‌عنوان تابعی از یک متغیر تغییر رژیم در وضعیت S_t (که توسط یک فرآیند مارکوف مرتبه اول نشان داده می‌شود) مدل‌سازی می‌گردد؛ بنابراین مدل تقاضای پول لگاریتمی مارکوف سوئیچینگ به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$\ln m_t = \ln A_{st} - \eta_{st} \ln i_t + e_t, \quad e_t \sim N(0, \sigma_{st}^2) \quad (16)$$

$$P(S_t = j | S_{t-1} = i) = p_{ij}, \quad \forall i, j \in \{1, 2\}, \sum_{j=1}^2 p_{ij} = 1$$

$$A_{st} = A_1 S_{1t} + A_2 S_{2t}$$

$$\eta_{st} = \eta_1 S_{1t} + \eta_2 S_{2t}$$

$$\sigma_{st} = \sigma_1 S_{1t} + \sigma_2 S_{2t}$$

که در آن S_t : واقعه در زمان t و S_{it} : واقعه i ام در زمان t که در آن $i = 1, 2, 3, \dots, m$

جایی که A_{st} و η_{st} ضرایب وضعیت تخمین زده می‌شوند.

$$S_{1t} = 1 \text{ and } S_{2t} = 0 \text{ if } S_t = 1$$

$$S_{1t} = 0 \text{ and } S_{2t} = 1 \text{ if } S_t = 2$$

p_{ij} احتمال انتقال از وضعیت i در زمان $t-1$ به وضعیت j در زمان t هست.

در مدل تقاضای پول نیمه‌لگاریتمی به شرح زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\ln m_t = \ln B_{st} - \xi_{st} \ln i_t + e_t, \quad e_t \sim N(0, \sigma_{st}^2) \quad (17)$$

$$P(S_t = j | S_{t-1} = i) = p_{ij}, \quad \forall i, j \in \{1, 2\}, \sum_{j=1}^2 p_{ij} = 1$$

$$B_{st} = B_1 S_{1t} + B_2 S_{2t}$$

$$\xi_{st} = \xi_1 S_{1t} + \xi_2 S_{2t}$$

$$\sigma_{st} = \sigma_1 S_{1t} + \sigma_2 S_{2t}$$

که در آن B_{st} و ξ_{st} ضرایب برای وضعیت S_t برآورد شده است. در نهایت مدل‌های تقاضای پول برای مشخصات لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی مارکوف با استفاده از فیلتر پیش‌بینی احتمال وضعیت بدون نظارت و به‌روز کردن احتمال در هر دوره تخمین زده می‌شود.

لازم به توضیح است که نظریه مقداری پول و «معادله فیشر» در مجموع بیان می‌کند که رشد پول چه تأثیری بر نرخ بهره اسمی دارد. براساس نظریه مقداری پول هر افزایش در نرخ رشد پول به اندازه ۱٪، باعث ۱٪ افزایش در نرخ تورم می‌شود. طبق معادله فیشر افزایش ۱٪ در نرخ تورم باعث افزایش ۱٪ در نرخ بهره اسمی می‌شود. ارتباط یک‌به‌یک بین نرخ تورم و نرخ بهره اسمی را «اثر فیشر» می‌نامند (منکیو^۱، ۱۳۹۱)؛ بنابراین در توصیف چگونگی افزایش هزینه رفاهی تورم، افزایش تورم به‌جای نرخ بهره اسمی نیز توسط محققان مورد استفاده قرار گرفته شده است.

۵. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات

در این فصل به برآورد الگوی مدل در خصوص هزینه رفاهی تورم در اقتصاد ایران با رویکرد مارکوف سوئیچینگ پرداخته می‌شود. برای این منظور در گام اول با استفاده از جمع دیویزیا و رویکرد مازاد مصرف‌کننده و تغییرات جریان‌کننده از مشخصات تقاضای پول (تئوری بامول-توبین) با متغیرهای نرخ بهره و حجم پول و با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیون به استخراج تابع تقاضای پول پرداخته و در گام دوم هزینه رفاهی تورم با تابع تقاضای مستخرج از مازاد مصرف‌کننده محاسبه می‌گردد. اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه براساس فراوانی داده‌های فصلی برای دوره زمانی ۱۳۶۷-۱۳۹۹ ه.ش. می‌باشد. به‌منظور برآورد الگوهای مدل از نرم‌افزار OxMetrics استفاده می‌شود.

۵-۱. برآورد مدل

به‌عنوان اولین مرحله، از مدل مارکوف سوئیچینگ برای تخمین تقاضای پول، به‌صورت لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی، از داده‌های فصلی از فصل اول ۱۳۶۷ تا فصل اول ۱۳۹۹ استفاده می‌شود. با توجه به این‌که در اقتصاد ایران تفاوت بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم بالاست و نیز مطابق ادبیات تحقیق از عرضه و تقاضای منابع پولی در بازار آزاد تعیین می‌شود؛ لذا به‌دست آوردن داده‌های مناسب برای نرخ بهره اسمی در ایران، با مشکلی دوچندان مواجه است. از یک‌سو، نرخ سود بانکی توسط مقامات پولی به‌صورت دستوری و بدون ارتباط با عرضه و تقاضای پول تعیین می‌شود؛ و از سوی دیگر، اطلاعات و آمار کامل و موثق درباره نرخ سود بازار غیررسمی که تابع عرضه و تقاضا در این بازار است، در دسترس نیست. در مواردی برای حداقل کردن مشکلات ناشی از داده‌ها مربوط به این متغیر از تغییرات نرخ اجاره‌بهای مسکن در شهر تهران و یا نرخ بهره بین بانکی استفاده می‌شود. در این پژوهش از نرخ

¹. Mankiw N Gregory

اجاره‌بهای مسکن در شهر تهران به‌جای نرخ بهره اسمی استفاده شده است. زائری و ندری (۱۳۹۲) و «کميجانی» و «دومان» (۱۳۸۷) در مطالعات خود از اجاره‌بهای مسکن در شهر تهران به‌جای نرخ بهره اسمی استفاده کرده‌اند. علت استفاده از این متغیر بجای نرخ بهره اسمی، در تغییرات کوتاه‌مدت و سریع این نرخ با توجه به تغییر نرخ بهره در بازار آزاد است. آزمون‌های فروض کلاسیک برای تشخیص برترین ترکیب حالت، رژیم و وقفه مدل مارکوف سوئیچینگ به‌شرح جدول ۱، گزارش شده است.

در جدول ۱، نتایج برآورد آزمون فروض کلاسیک با مشخصات لگاریتم کامل و نیمه‌لگاریتمی برای حالت جمع دیویزیبا برای سه رژیم با چهار وقفه گزارش شده است.

جدول ۱: رژیم و وقفه مدل مارکوف سوئیچینگ.

Tab. 1: Regime and lag of markov switching model.

جمع دیویزیبا				آکاییک	وقفه	رژیم	حالت	مشخصات
آزمون های فروض کلاسیک								
وارینانس ناهمسانی	نرمال بودن	بستگی خود هم	آماره					
۰.۱۹۵۰۵ [۰.۰۶۵۹۶]	۰.۴۶۸۲۴ [۰.۷۹۱۳]	۱۶.۰۹۸ [۰.۱۸۶۸]	chi ^۲ yprob	-۲/۶۸۶۲۸۵۷۵	۴	۳	MSM	لگاریتم کامل
۰.۸۲۷۳۲ [۰.۳۶۵۱]	۳.۵۹۵۰ [۰.۱۶۵۷]	۵.۹۳۲۱ [۰.۹۱۹۵]		-۲/۶۶۹۳۱۳۷۱	۴	۳	MSM	نیمه‌لگاریتمی

منبع: محاسبات تحقیق.

با توجه به معیار کمترین مقدار معیار اطلاعاتی آکاییک، در بین حالت‌های مختلف وابسته به رژیم و تعداد وقفه و رژیم‌ها مختلف (MSM میانگین تابعی از رژیم، MSI عرض از مبدأ تابعی از رژیم، MSH واریانس جملات اخلاص تابعی از رژیم، MSA ضرایب جملات خود رگرسیون تابعی از رژیم و حالت‌های ترکیبی آن مانند MSIA هم عرض از مبدأ و هم جملات خود رگرسیون تابعی از رژیم، MSIAH هم عرض از مبدأ و هم ضرایب جملات خود رگرسیون و هم واریانس جملات اخلاص تابعی از رژیم، MSMA هم میانگین و هم ضرایب جملات خود رگرسیون و هم واریانس جملات اخلاص تابعی از رژیم و MSMAH هم میانگین و هم ضرایب جملات خود رگرسیون و هم واریانس جملات اخلاص تابعی از رژیم) است. لازم به ذکر است که تعداد رژیم‌ها تعداد وضعیت‌هایی را نشان می‌دهد که در آن رفتار متغیر مورد بررسی در هر یک از این وضعیت‌ها متفاوت است. در مورد حجم پول در مدل مارکوف سوئیچینگ اگر تعداد رژیم‌ها برابر ۲ باشد می‌توان به‌لحاظ اقتصادی آن را به‌عنوان افزایش حجم پول و کاهش حجم پول تعریف و تفسیر نمود و اگر تعداد رژیم‌ها برابر ۳ در نظر گرفته شود، می‌توان وضعیت‌ها را به‌عنوان افزایش شدید حجم پول و افزایش متوسط حجم پول و افزایش اندک حجم پول و یا بعضاً کاهش حجم پول در نظر گرفت. البته باید در نظر

داشت که ممکن است همواره تقسیم‌بندی‌های تئوریک و ذهنی ما منطبق بر خروجی‌های مدل مارکوف سوئیچینگ نباشد. دلیل آن نیز واضح است، چراکه مدل مارکوف سوئیچینگ صرفاً براساس رفتار داده تقسیم‌بندی رژیم‌ها را انجام می‌دهد. البته در اغلب موارد در صورتی که از یک تئوری قابل‌اتکا استفاده شود تقسیم‌بندی‌های رژیم مارکوف به احتمال زیاد مطابق با تئوری خواهد بود. بنابراین برای تعیین حالت، وقفه، رژیم دو رویکرد اصلی پیش‌رو خواهد بود؛ رویکرد اول، رویکرد تئوریک است. در این رویکرد براساس تئوری، تعداد رژیم تعیین می‌شود؛ یا به عبارت دیگر، تئوری است که می‌گوید متغیر مورد بررسی چند رفتار متفاوت از خود نشان می‌دهد. رویکرد دوم، رویکرد آماری است. در این رویکرد تعیین حالت، وقفه، رژیم براساس آزمون‌ها یا آماره‌های اطلاعاتی صورت می‌گیرد. داشتن بهترین برازش یا توضیح‌دهندگی روی داده‌های مورد بررسی با توجه به مقدار تابع راست‌نمایی مشخص می‌شود؛ هرچه مقدار تابع راست‌نمایی بیشتر باشد به این معنی است که قدرت توضیح‌دهندگی مدل بیشتر است، اما از آنجا که مقدار تابع راست‌نمایی مانند R^2 در مدل‌های خطی با افزایش تعداد متغیرهای توضیحی افزایش می‌یابد؛ بنابراین از معیار کمترین مقدار آکاییک AIC برای مقایسه قدرت توضیح‌دهندگی حالت‌های مختلف مارکوف سوئیچینگ استفاده می‌شود. با انتخاب کمترین مقدار آکاییک پس از بررسی فروض کلاسیک (آزمون خودهم‌بستگی، آزمون نرمال بودن و آزمون ناهم‌سانی واریانس) مدل بهینه است که می‌توان به صحت نتایج آن اطمینان حاصل نمود. در این تحقیق با توجه به رویکرد آماری حالت MSM یعنی حالتی که هم میانگین تابعی از رژیم است با ۴ وقفه و ۳ رژیم برای جمع دیویزی با مشخصات لگاریتمی و با ۴ وقفه و ۲ رژیم برای نیمه‌لگاریتمی انتخاب شده است.

۲-۵. بررسی غیرخطی بودن الگو

برای نشان دادن خطی بودن یا غیرخطی بودن الگوی داده‌ها از آزمون نسبت درست‌نمایی LR^1 استفاده می‌شود. شاید بتوان گفت مهم‌ترین قسمت برای نتایج گزارش شده مربوط به آزمون مناسب بودن مدل غیرخطی تخمین‌زده شده در مقابل مدل خطی قرار می‌گیرد. درواقع با استفاده از این آزمون بررسی می‌شود که مدل تخمین‌زده شده توانسته است در مقابل مدل خطی به قدرت توضیح‌دهندگی مدل بیافزاید یا خیر. تفاوت میان مدلی که تخمین‌زده‌ایم و مدل خطی در این است که در مدل خطی فقط یک میانگین وجود دارد، اما در مدل غیرخطی برای هر رژیم یک میانگین برآورد شده است و به عبارت دیگر، دو میانگین داریم. درواقع در مدل غیرخطی فرض می‌شود که میانگین معادله در وضعیت یا رژیم‌های مختلف ممکن است متفاوت باشد و از این‌رو برای هر رژیم میانگین مربوط به خود برآورد می‌شود. اگر میانگین محاسبه شده در هر رژیم با هم برابر باشد، به این معنی است که میانگین در وضعیت‌های مختلف هیچ تفاوتی با هم نداشته است؛ و به عبارت دیگر، فلسفه غیرخطی بودن مدل زیر سؤال رفته است. زمانی که میانگین‌ها در وضعیت‌های مختلف با هم برابراند، به این معنی است که مدل خطی است. حال اگر آزمونی انجام شود که برابر بودن میانگین‌ها را در دو رژیم بررسی کند، درواقع خطی بودن مدل را در مقابل غیرخطی بودن آن آزمون شده است. در آزمون LR فرضیه صفر برابر بودن میانگین‌ها و به عبارت دیگر خطی بودن مدل است و فرضیه مخالف عدم برابری میانگین‌ها و غیرخطی بودن مدل است. متأسفانه به دلیل وجود پارامترهای مزاحم

¹. Likelihood Ratio

نمی‌توان از مقادیر بحرانی توزیع کای دو در حالت عادی استفاده نمود. منظور از پارامترهای مزاحم این است که در فرضیه مخالف آزمون پارامترهای مربوط به احتمالات انتقال، یعنی P11 و P22 و P33 که در فرضیه صفر آزمون به دلیل خطی بودن وجود ندارد و این باعث می‌شود که توزیع آزمون از توزیع کای دو معمولی که تعداد درجه آزادی آن برابر تعداد محدودیت‌هاست پیروی نکند. برای رفع این مشکل دو رویکرد وجود دارد؛ رویکرد اول، استفاده از «روش دیویس»^۱ است. دیویس توزیع تقریبی را استخراج نموده است. رویکرد دوم، استفاده از روش (انگ و بکارت، ۱۹۹۸)^۲ است. «انگ» و «بکارت» برای رفع این مشکل به جای استفاده از مقادیر بحرانی توزیع کای دو با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌ها از توزیع کای دوای استفاده می‌کنند که درجه آزادی آن برابر تعداد محدودیت‌ها به اضافه تعداد پارامترهای مزاحم است. در این آزمون تعداد محدودیت‌ها برابر یک بوده و آن هم قید مربوط به برابری میانگین‌ها است. اما به جای استفاده از توزیع کای دو با یک درجه آزادی یک، از توزیع کای دو با چهار درجه آزادی استفاده شده است. درجه آزادی چهار از مجموع یک محدودیت و سه پارامتر مزاحم P11 و P22 و P33 به دست آمده است. نتایج آن چه گفته شد برای حالت‌های بالا در جدول ۲ آمده است. در جدول ۲، به جای توزیع کای دو با یک درجه آزادی از توزیع کای دو با چهار درجه آزادی استفاده شده است؛ بنابراین بر اساس ارزش احتمال به دست آمده هر دو روش دیویس و انگ و بکارت فرضیه صفر در سطح ۰.۰۵٪ رد می‌شود و می‌توان نتیجه گرفت که مدل غیرخطی تخمین‌زده شده نسبت به مدل خطی دارای برتری است.

در جدول ۲، نتایج برآورد برآورد دیویس و انگ و بکارت با مشخصات لگاریتم کامل و نیمه‌لگاریتمی برای حالت جمع دیویزیا برای سه رژیم با چهار وقفه گزارش شده است.

جدول ۲. دیویس و انگ و بکارت مشخصات لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی.
Tab. 2: Davis and Ang and Bekaert profile log-log and semi-log.

مشخصات	حالت	جمع	میانگین متغیر وابسته	انحراف معیار میانگین	دیویس	انگ و بکارت
لگاریتم کامل	MSM	دیویزیا	-۰/۴۹۶۴۶۴	۰/۳۲۰۰۱۹	[۰/۰۰۰۰]**	۶۶.۶۳۱ [۰.۰۰۰۰]**
نیمه‌لگاریتمی	MSM	دیویزیا	-۰/۴۹۶۴۶۴	۰/۳۲۰۰۱۹	[۰/۰۰۰۰]**	۶۳.۲۴۸ [۰.۰۰۰۰]**

منبع: محاسبات تحقیق.

۳-۵. آزمون ریشه واحد

اولین مسأله مهم در تخمین‌های مدل‌های اقتصادسنجی وجود متغیرهای غیرمانا در یک مدل است. متغیرهای اقتصادی اگر نامانا باشند امکان وجود رابطه کاذب بین متغیرها وجود دارد. آزمون ریشه واحد با روش «دیکی فولر»

1. Davis

2. Ang & Bekaert

تعمیم یافته به خاطر حساسیت آن نسبت به انتخاب عرض از مبدأ و روند برای داده‌های سری زمانی مناسب بوده و نتایج این آزمون برای متغیرهای مدل به شرح جدول ۳، نشان داده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون دیکی فولر برای متغیرها.

Tab. 3: Dickey Fuller test results for variables.

نتیجه آزمون	مقدار بحرانی			آماره آزمون ADF در تفاضل مرتبه اول متغیرها	آماره آزمون ADF در سطح متغیرها	متغیر
	سطح اطمینان ۹۰٪	سطح اطمینان ۹۵٪	سطح اطمینان ۹۹٪			
I(1)	-۲/۵۷۲۸۲	-۲/۸۸۴۸۵۶	-۳/۴۸۳۷۵۱	-۳/۲۹۳۳۴۳	-۲/۶۱۲۴۰۳	لگاریتم نسبت حجم پول به تولید ناخالص داخلی
I(1)	-۲/۵۷۹۴۹۱	-۲/۸۸۵۲۴۹	-۳/۴۸۴۶۵۳	-۴/۸۴۹۵۴۳	-۰/۸۳۹۹۳۶	لگاریتم نرخ بهره اسمی ^۱

منبع: محاسبات تحقیق.

از نتایج می‌توان مشاهده کرد که متغیرهای موجود در مدل با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. برای اجتناب از نتایج نادرست برآمده از رگرسیون‌های کاذب (انگل و گرنجر^۲، ۱۹۸۷) نظریه هم‌انباشتگی را مطرح کرده‌اند. پس از بروز اشکالات در این روش (جوهانسن و جوسیلیوس^۳، ۱۹۹۰) در پی برطرف کردن اشکالات روش «انگل» و «گرنجر» روش دومی را ارائه دادند که از طریق حداکثر درست‌نمایی بردارهای هم‌گرایی را شناسایی می‌کند.

با توجه به نتایج آزمون «جوهانسن» و «جوسیلیوس» نشان داد که در فاصله اطمینان ۹۹٪ یک بردار هم‌جمعی وجود دارد.

در جدول ۴، نتایج برآورد تابع تقاضای پول با مشخصات لگاریتم کامل و نیمه‌لگاریتمی برای حالت جمع دیویزیا برای سه رژیم با چهار وقفه گزارش شده است.

جدول ۴. برآورد تابع تقاضای پول: جمع دیویزیا با مشخصات لگاریتم کامل.

Tab. 4: Estimation of money demand function: Divisia sum with log-log specifications.

جمع دیویزیا حالت MSM با سه رژیم و چهار وقفه								متغیر
لگاریتم کامل				نیمه‌لگاریتمی				
ارزش احتمال	آماره t	انحراف معیار	ضرایب	ارزش احتمال	آماره t	انحراف معیار	ضرایب	

^۱. لازم به توضیح است که از نرخ اجاره‌بهای مسکن در شهر تهران به‌جای نرخ بهره اسمی استفاده شده است.

^۲. Engle & Granger

^۳. Johansen & Juselius

۰/۰۰۱	-۳/۳۳	-۰/۱۶۳۳	-۰/۵۴۳۸۱۹	۰/۰۰۰	-۳/۹۳	-۰/۱۵۰۰	-۰/۵۸۹۳۰۶	(۱) میانگین
۰/۰۰۰	-۳/۹۸	-۰/۱۶۳۴	-۰/۶۴۹۹۳۰	۰/۰۰۰	-۴/۲۶	-۰/۱۴۹۹	-۰/۶۵۲۶۶۰	(۲) میانگین
۰/۰۰۲	-۳/۱۰	-۰/۱۶۳۳	-۰/۵۰۶۳۶۲	۰/۰۰۰	-۵/۳۰	-۰/۱۵۰۰	-۰/۷۹۵۶۵۸	(۳) میانگین
-۰/۲۸۶	۱/۰۷	-۰/۰۸۸۳۳	-۰/۰۹۴۷۳۱۸	-۰/۲۱۲	۱/۲۶	-۰/۱۱۳۴	-۰/۱۴۳۳۳۰	نرخ بهره
		-۰/۰۰۲۳۱۲	-۰/۰۳۳۱۸۹۰			-۰/۰۰۱۹۹	-۰/۰۲۸۰۰۲۸	انحراف معیار اخلاص
		-۰/۰۶۵۴۲	-۰/۶۹۱۹۸۹			-۰/۰۷۲۹۲	-۰/۵۸۸۳۵۳	$p_{\{1 1\}}$
		-۰/۱۱۷۸	-۰/۲۲۹۲۴۳			-۰/۰۷۲۱۵	-۰/۳۹۲۸۸۷	$p_{\{1 2\}}$
		-۰/۱۱۷۴	-۰/۶۸۰۱۵۶			-۰/۰۶۴۵۸	-۰/۳۵۱۰۰۸	$p_{\{2 2\}}$
		-۰/۰۰۸۰۱۸	-۰/۱۹۳۴۶۴			-۰/۰۶۵۱۶	-۰/۶۳۳۵۵۴	$p_{\{2 3\}}$
	رژیم ۳	رژیم ۲	رژیم ۱	رژیم ۳	رژیم ۲	رژیم ۱		ماتریس انتقال
	-۰/۸۰۶۵۴	-۰/۲۲۹۲۴	-۰/۶۹۱۹۹	-۰/۰۰۰۰۰	-۰/۳۵۱۰۱	-۰/۵۸۸۳۵		رژیم ۱
	-۰/۱۹۳۴۶	-۰/۶۸۰۱۶	-۰/۰۰۰۰۰	-۰/۳۴۱۲۷	-۰/۶۳۳۵۵	-۰/۳۹۲۸۹		رژیم ۲
	-۰/۰۰۰۰۰	-۰/۰۹۰۶۰	-۰/۳۰۸۰۱	-۰/۶۵۸۷۳	-۰/۰۱۵۴۴	-۰/۰۱۸۷۶		رژیم ۳

منبع: محاسبات تحقیق.

نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضای پول بیانگر آن است که میانگین در هر سه رژیم با مشخصات لگاریتم کامل و نیمه لگاریتمی معنی دار و منفی است. منفی بودن این ضریب این گونه تفسیر می شود که این ضریب در جدول به مثابه $\ln A$ می باشد. برای استفاده از A در محاسبه هزینه رفاهی تورم همان گونه که در بخش چهارم بیان شد، باید $A = e^{\ln A}$ را محاسبه کرد؛ بنابراین اگر $\ln A$ منفی باشد در این صورت $A < 1$ و اگر $\ln A$ مثبت باشد در این صورت $A > 1$ خواهد بود.

بر اساس نتایج میزان کشش تقاضای پول برای هر دو مدل لگاریتمی و نیمه لگاریتمی از نظر آماری معنی دار نیست؛ اگرچه برآورد کشش تقاضای پول برای همه مدل ها به لحاظ آماری معنی دار نیست، اما نتایج با آیرلند (۲۰۰۹) و دای و سرلیتس (۲۰۱۹) هم خوانی دارد. از آنجا که مشخصات تابع تقاضای پول در محاسبه هزینه رفاهی تورم بسیار مهم است، با این حال، همان طور که لوکاس (۲۰۰۰) و سرلیتس و یاوری (۲۰۰۴) خاطر نشان کردند، «خصوصیات هم انباشتگی متغیرهای تقاضای پول در تخمین میزان کشش بهره تقاضای پول و محاسبه هزینه رفاهی تورم اهمیت ویژه ای برخوردار است و در صورت حصول اطمینان از رفع مشکل رگرسیون کاذب می توان هزینه رفاهی تورم را محاسبه کرد». نکته مهم و قابل توجه دیگر دلالت بر یکی از معروف ترین قاعده بهینه سیاست پولی فریدمن (۱۹۶۹)، یعنی نگهداری نرخ بهره اسمی در سطح صفر، برای دارایی های بدون ریسک دارد. بر طبق این قاعده، بهینه اجتماعی جایی است که فایده نهایی اجتماعی از نگهداری واحد پول با هزینه نهایی پول از دید اجتماع برابر باشد. چون هزینه تولید آخرین واحد پول برای اجتماع صفر است؛ بنابراین فایده نهایی اجتماعی از نگهداری پول یا نرخ بهره اسمی باید صفر باشد. در چنین نظام سیاسی، نرخ تورم با منفی نرخ بهره واقعی برابر خواهد شد؛ چون نرخ بهره اسمی برابر با مجموع نرخ بهره واقعی و نرخ تورم است. در واقع نرخ تورم بهینه از دیدگاه قاعده فریدمن منفی بوده تا بتواند انعکاس دهنده افزایش بهره وری اقتصاد باشد، عدم افزایش بهره وری اقتصاد به مصابه کاهش GDP می باشد که افزایش هزینه رفاهی را بیان می کند. نرخ بهره، r از ۱۴٪ که توسط بانک مرکزی

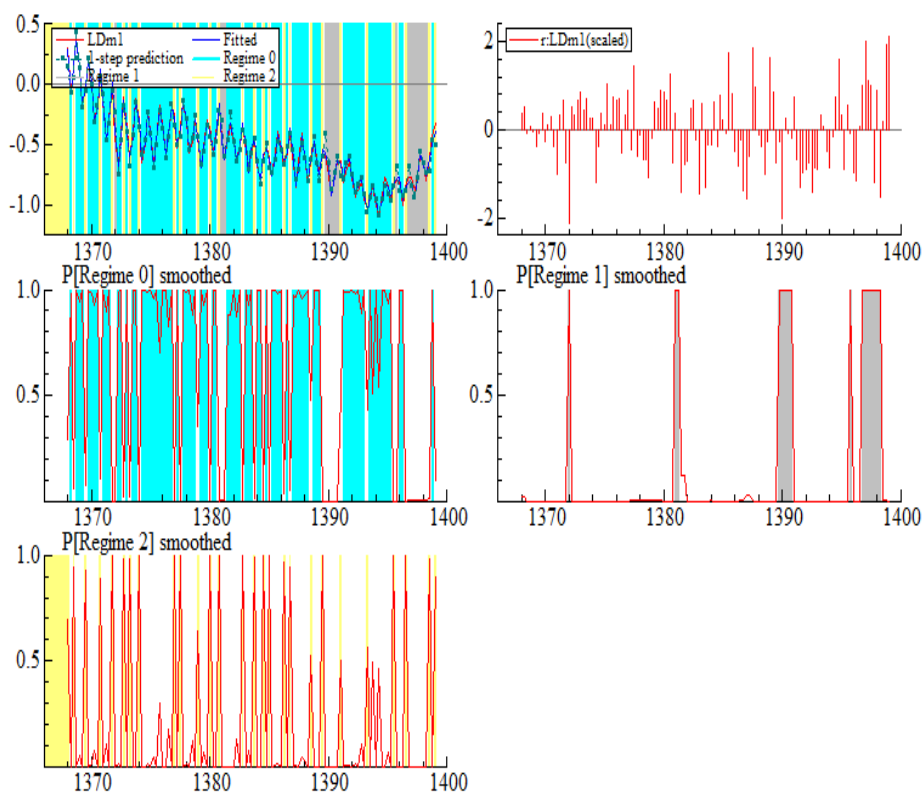
پذیرفته شده است، طبق معادله فیشر $i = r + \pi$ یعنی $i = 14\%$ با تورم صفر مطابقت دارد؛ بنابراین $i = 20\%$ با تورم 6% مطابقت دارد. طبق آخرین آمار اطلاعات بانک جهانی تورم $36/9\%$ نرخ بهره $50/9\%$ $i =$ مطابقت دارد.

همچنین در مشخصات لگاریتم کامل Sigma یا انحراف معیار جملات اخلاص $0/0321890$ عدد مثبت و بسیار کوچک و نشان می‌دهد که در هر دوره به میزان $0/0321890$ خطا در سیستم وجود دارد. و نسبت به حالت نیمه لگاریتمی بیشتر است. در حالت MSM جملات اخلاص تابعی از رژیم نیست. در این خصوص، «داودی» (۱۳۸۵) استدلال می‌کند که انحراف معیار جملات اخلاص از نظر آماری با علامت منفی نشان می‌دهد که در هر دوره به میزان مقدار عددی آن خطا تصحیح می‌گردد؛ بنابراین هرچه مقدار قدرمطلق این عدد بزرگ‌تر باشد، سرعت حرکت به سمت تعادل در بازار پول، نسبتاً سریع است و با واقعیت تطابق دارد. $\{p\{1|1\} p\{1|2\} p\{2|2\} p\{2|3\}$ مؤلفه‌های هستند که به همراه مدل تخمین زده شده است و ضریب و انحراف معیار آن در جدول آمده است؛ همچنین از این مؤلفه برای احتمال باقی ماندن در رژیم در ماتریس انتقال استفاده می‌شود.

و در مشخصات نیمه لگاریتمی Sigma یا انحراف معیار جملات اخلاص $0/028028$ عدد مثبت و بسیار کوچک و نشان می‌دهد که در هر دوره به میزان $0/028028$ خطا در سیستم وجود دارد؛ و نسبت به حالت لگاریتمی کمتر است.

آخرین قسمت از نتایج به دست آمده در هر دو مشخصات لگاریتمی و نیمه لگاریتمی مربوط به ماتریس احتمال است. این ماتریس یک 3×3 است. در حالت سه رژیم ماتریس انتقال دارای مؤلفه‌های P11 و P22 و P33 همراه سایر مؤلفه‌های معادله تخمین زده شده است. ماتریس احتمالات انتقال نیز دارای θ مؤلفه است. مقادیر ماتریس احتمالات انتقال این مهم را نشان می‌دهد که اگر در دوره t در رژیم یک باشیم، با چه احتمالی در دوره $t+1$ در رژیم یک خواهیم ماند یا با چه احتمالی به رژیم دو یا سه خواهیم رفت. لازم به توضیح است که جمع احتمال باقی مانده در رژیم اول با رفتن به رژیم دوم و سوم برابر یک است.

در نمودار ۳، نتایج گرافیکی تابع تقاضای پول با مشخصات لگاریتم کامل برای حالت جمع دیویزی یا برای سه رژیم با چهار وقفه گزارش شده است.



نمودار ۳: نتایج گرافیکی تابع تقاضای پول برای جمع دیویزیا با مشخصات لگاریتم کامل (منبع: محاسبات تحقیق).

Diag. 3: Graphical results of the money demand function for Divisia with log-log specifications (Source: Research calculations).

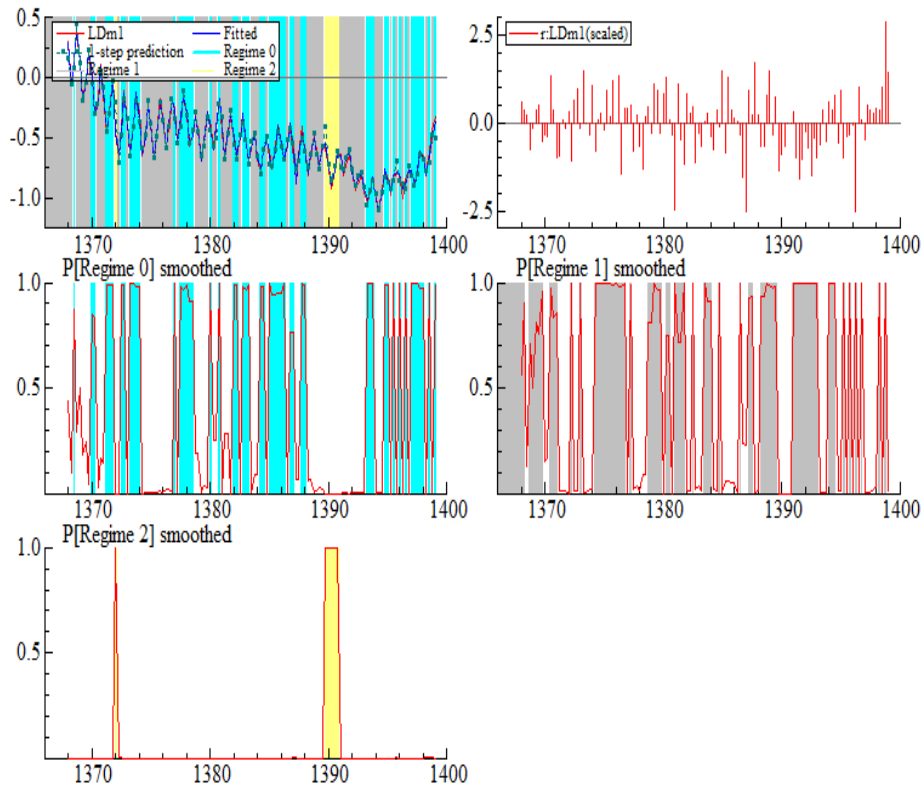
همان‌طور که مشاهده می‌شود در نمودار ۳، نتایج گرافیکی از سه قسمت اصلی تشکیل شده است. نمودار سطر اول سمت راست جملات اخلاص مدل برآورد شده را نشان می‌دهد. در این نمودار جملات اخلاص نرمال‌سازی شده‌اند. نرمال‌سازی از طریق تقسیم کردن مقدار واقعی جملات خطا بر مقدار انحراف معیار جملات خطا در رژیم موردنظر صورت می‌گیرد.

این نرمال‌سازی به این منظور صورت می‌گیرد که زمانی که انحراف معیار یا واریانس جملات خطا تابعی از رژیم نیست میان جملات خطای اصلی رگرسیون و جملات خطای نرمال‌سازی شده هیچ‌گونه تفاوتی وجود ندارد و صرفاً همه مقادیر جملات خطا بر یک عدد ثابت انحراف معیار جملات خطا تقسیم شده‌اند. و تفاوت، زمانی به وجود می‌آید که انحراف معیار تابعی از رژیم در نظر بگیریم. در این حالت چون مقدار از جملات خطا به انحراف معیار رژیم متناسبی که در آن قرار دارد، تقسیم می‌شود؛ میان جملات خطای اصلی رگرسیون و جملات خطای نرمال‌سازی شده تفاوت ایجاد می‌شود. در واقع نرمال‌سازی به این علت انجام می‌شود که خطاها در رژیم‌های مختلف قابل مقایسه شوند.

در نمودار سطر اول سمت چپ نیز مقادیر واقعی، مقادیر برازش شده، پیش‌بینی یک دوره بعد و همچنین مشاهدات قرار گرفته شده در رژیم یک را نشان می‌دهد. خط قرمز رنگ در این نمودار نشان‌دهنده مقادیر واقعی متغیر وابسته و خط آبی رنگ مقادیر توضیح داده شده یا برازش شده مدل را نشان می‌دهد. خط مربوط به مقادیر برازش شده، هرچه قدر منطبق بر مقادیر واقعی باشد به این معنی است که مدل از قدرت توضیح‌دهندگی مناسبی برخوردار است. تفاوت مقادیر واقعی و مقادیر برازش شده نیز همان خط‌ها یا جملات اخلاص هستند. مقادیر پیش‌بینی شده برای یک دوره بعد در این نمودار با آبی نقطه‌چین نشان داده شده است. مقدار پیش‌بینی شده برای دوره t با استفاده از کلیه اطلاعات تا دوره $t-1$ به دست می‌آید. تفاوت میان مقادیر برازش شده با مقادیر پیش‌بینی شده یک دوره بعد در این است که برای محاسبه مقادیر برازش شده از کلیه اطلاعات موجود در نمونه استفاده می‌شود، در حالی که برای محاسبه مقادیر پیش‌بینی شده یک دوره بعد از مشاهدات t تا $t-1$ استفاده می‌شود. نمودارهای پایین نیز تقسیم‌بندی مشاهدات در رژیم‌ها و همچنین احتمالات هموار شده را نشان می‌دهد. در مدل مارکوف سوئیچینگ تفکیک مشاهدات به صورت درون‌زا صورت می‌گیرد.

تقسیم‌بندی مشاهدات در رژیم‌ها در سه مرحله فیلترینگ و هموارسازی صورت می‌گیرد. از آنجا که مشاهدات یا باید در رژیم یک باشند یا در رژیم دو یا در رژیم سه پس احتمال قرار گرفتن در این سه رژیم در مجموع باید برابر یک باشد. با توجه به این که احتمالات محاسبه شده برای هر رژیم بیشتر باشد، آن مشاهده به آن رژیم اختصاص داده خواهد شد. نمودار سطر وسط سمت چپ مشاهداتی را نشان می‌دهد که در رژیم یک قرار گرفته‌اند و نمودار سطر وسط سمت راست مشاهداتی را نشان می‌دهد که در رژیم دو قرار گرفته‌اند و نمودار سطر سوم مشاهداتی را نشان می‌دهد که در رژیم سه قرار گرفته‌اند. خطوط قرمز همان احتمالات هموار شده را نشان می‌دهد. رنگ خاکستری در رژیم دو برای مشاهداتی است که در این رژیم قرار گرفته‌اند می‌باشد و رنگ آبی مربوط به رژیم یک نیز مشاهداتی را نشان می‌دهد که در رژیم یک قرار گرفته‌اند و رنگ زرد مربوط به رژیم سه نیز مشاهداتی را نشان می‌دهد که در رژیم سه قرار گرفته‌اند.

در نمودار ۴، نتایج گرافیکی تابع تقاضای پول با مشخصات نیمه‌لگاریتمی برای حالت جمع دیویزی یا برای سه رژیم با چهار وقفه گزارش شده است.



نمودار ۴: نتایج گرافیکی تابع تقاضای پول برای جمع دیویزیا با مشخصات نیمه لگاریتم (منبع: محاسبات تحقیق).

Diag. 4: Graphical results of the money demand function for divisia with semi-log specifications (Source: Research calculations).

برای حالت نیمه لگاریتمی نتایج گرافیکی نمودار ۳، مشابه نتایج گرافیکی نمودار ۲ می باشد.

در جدول ۵، نتایج باقی ماندن هر فصل با مشخصات نیمه لگاریتمی برای حالت جمع دیویزیا برای سه رژیم با چهار وقفه گزارش شده است.

جدول ۵: فصول مرتبط به رژیم با مشخصات نیمه لگاریتمی.

Tab. 5: Seasons related to the regime with semi-log specifications.

نیمه لگاریتمی								
رژیم ۴			رژیم ۲			رژیم ۱		
ارزش احتمال متوسط	تعداد فصل	فصول	ارزش احتمال متوسط	تعداد فصل	فصول	ارزش احتمال متوسط	تعداد فصل	فصول
۱/۰۰۰	۱	۱۳۷۲(۱)-۱۳۷۲(۱)	-۰/۷۳۳	۲	۱۳۶۸(۱)-۱۳۶۸(۲)	-۰/۸۶۹	۱	۱۳۶۸(۳)-۱۳۶۸(۳)
۱/۰۰۰	۵	۱۳۸۹(۴)-۱۳۹۰(۴)	-۰/۷۴۸	۵	۱۳۶۸(۴)-۱۳۶۹(۴)	-۰/۸۴۳	۲	۱۳۷۰(۱)-۱۳۷۰(۲)

					۳	۱۳۷۱(۳)-۱۳۷۱(۱)	۳	۱۳۷۱(۲)-۱۳۷۱(۴)
					۱	۱۳۷۲(۲)-۱۳۷۲(۲)	۲	۱۳۷۲(۳)-۱۳۷۲(۴)
					۱	۱۳۷۳(۱)-۱۳۷۳(۱)	۴	۱۳۷۳(۲)-۱۳۷۳(۱)
					۱۱	۱۳۷۴(۲)-۱۳۷۴(۴)	۱	۱۳۷۷(۱)-۱۳۷۷(۱)
					۱	۱۳۷۷(۲)-۱۳۷۷(۲)	۵	۱۳۷۷(۳)-۱۳۷۸(۴)
					۵	۱۳۷۸(۴)-۱۳۷۹(۴)	۱	۱۳۸۰(۱)-۱۳۸۰(۱)
					۲	۱۳۸۰(۲)-۱۳۸۰(۳)	۱	۱۳۸۰(۴)-۱۳۸۰(۴)
					۴	۱۳۸۱(۱)-۱۳۸۱(۴)	۲	۱۳۸۲(۱)-۱۳۸۲(۲)
					۱	۱۳۸۲(۲)-۱۳۸۲(۳)	۳	۱۳۸۲(۴)-۱۳۸۲(۴)
					۳	۱۳۸۳(۲)-۱۳۸۴(۱)	۲	۱۳۸۴(۲)-۱۳۸۴(۳)
					۱	۱۳۸۴(۴)-۱۳۸۴(۴)	۶	۱۳۸۵(۱)-۱۳۸۶(۲)
					۱	۱۳۸۶(۲)-۱۳۸۶(۳)	۲	۱۳۸۶(۴)-۱۳۸۷(۱)
					۲	۱۳۸۷(۲)-۱۳۸۷(۳)	۲	۱۳۸۷(۴)-۱۳۸۸(۱)
					۶	۱۳۸۸(۲)-۱۳۸۹(۳)	۳	۱۳۹۲(۲)-۱۳۹۳(۴)
					۹	۱۳۹۱(۱)-۱۳۹۲(۱)	۲	۱۳۹۴(۴)-۱۳۹۵(۱)
					۳	۱۳۹۴(۱)-۱۳۹۴(۳)	۱	۱۳۹۵(۳)-۱۳۹۵(۴)
					۱	۱۳۹۵(۲)-۱۳۹۵(۲)	۱	۱۳۹۶(۱)-۱۳۹۶(۱)
					۱	۱۳۹۵(۴)-۱۳۹۵(۴)	۱	۱۳۹۶(۳)-۱۳۹۶(۳)
					۱	۱۳۹۶(۲)-۱۳۹۶(۲)	۵	۱۳۹۷(۱)-۱۳۹۸(۱)
					۱	۱۳۹۶(۴)-۱۳۹۶(۴)	۱	۱۳۹۸(۲)-۱۳۹۸(۳)
					۱	۱۳۹۸(۲)-۱۳۹۸(۲)	۱	۱۳۹۹(۱)-۱۳۹۹(۱)
					۱	۱۳۹۸(۴)-۱۳۹۸(۴)	۱	۱۳۹۹(۱)-۱۳۹۹(۱)

منبع: محاسبات تحقیق

در جدول ۶، نتایج باقی ماندن هر فصل با مشخصات لگاریتم کامل برای حالت جمع دیویزیبا برای سه رژیم با چهار وقفه گزارش شده است.

در مشخصات لگاریتم کامل و نیمه لگاریتمی، واضح است که شکست ساختاری در سال های مورد مطالعه وجود دارد.

جدول ۶: فصول مرتبط به رژیم با مشخصات لگاریتمی.

Tab. 6: Seasons related to the regime with log-log specifications.

لگاریتم کامل								
رژیم ۳			رژیم ۲			رژیم ۱		
ارزش احتمال متوسط	تعداد فصل	فصول	ارزش احتمال متوسط	تعداد فصل	فصول	ارزش احتمال متوسط	تعداد فصل	فصول
۰/۶۹۳	۱	۱۳۶۸(۱)-۱۳۶۸(۱)	۱/۰۰۰	۱	۱۳۷۲(۱)-۱۳۷۲(۱)	۰/۹۸۴	۱	۱۳۶۸(۲)-۱۳۶۸(۲)
۰/۹۴۳	۱	۱۳۶۸(۳)-۱۳۶۸(۳)	۰/۹۹۹	۲	۱۳۸۱(۱)-۱۳۸۱(۲)	۰/۹۸۲	۳	۱۳۶۸(۴)-۱۳۶۹(۲)
۰/۹۲۵	۱	۱۳۶۹(۳)-۱۳۶۹(۳)	۱/۰۰۰	۵	۱۳۸۹(۴)-۱۳۹۰(۴)	۰/۹۷۷	۴	۱۳۶۹(۴)-۱۳۷۰(۳)
۰/۸۹۴	۱	۱۳۷۰(۴)-۱۳۷۰(۴)	۱/۰۰۰	۱	۱۳۹۵(۴)-۱۳۹۵(۴)	۰/۹۶۵	۳	۱۳۷۱(۱)-۱۳۷۱(۳)
۱/۰۰۰	۱	۱۳۷۱(۴)-۱۳۷۱(۴)	۰/۹۹۸	۷	۱۳۹۶(۴)-۱۳۹۸(۲)	۰/۹۹۵	۲	۱۳۷۲(۲)-۱۳۷۲(۳)
۰/۹۸۱	۱	۱۳۷۲(۴)-۱۳۷۲(۴)				۱/۰۰۰	۱	۱۳۷۳(۱)-۱۳۷۳(۱)
۰/۹۸۱	۱	۱۳۷۳(۲)-۱۳۷۳(۲)				۱/۰۰۰	۲	۱۳۷۳(۳)-۱۳۷۳(۴)
۰/۹۹۹	۱	۱۳۷۴(۱)-۱۳۷۴(۱)				۰/۹۵۲	۱۱	۱۳۷۴(۲)-۱۳۷۴(۴)
۰/۹۹۹	۱	۱۳۷۷(۱)-۱۳۷۷(۱)				۰/۹۹۹	۱	۱۳۷۷(۲)-۱۳۷۷(۲)
۰/۹۹۸	۱	۱۳۷۷(۳)-۱۳۷۷(۳)				۰/۹۷۳	۵	۱۳۷۷(۴)-۱۳۷۸(۴)
۰/۶۴۵	۱	۱۳۷۹(۱)-۱۳۷۹(۱)				۰/۹۷۵	۳	۱۳۷۹(۲)-۱۳۷۹(۴)

-/۹۹۷	۱	۱۳۸۰(۱)-۱۳۸۰(۱)				۱/۰۰۰	۲	۱۳۸۰(۲)-۱۳۸۰(۳)
۱/۰۰۰	۱	۱۳۸۰(۴)-۱۳۸۰(۴)				-/۹۳۷	۵	۱۳۸۱(۳)-۱۳۸۲(۳)
-/۹۹۶	۱	۱۳۸۲(۴)-۱۳۸۲(۴)				-/۹۷۴	۳	۱۳۸۳(۱)-۱۳۸۳(۳)
-/۹۸۸	۱	۱۳۸۳(۴)-۱۳۸۳(۴)				۱/۰۰۰	۲	۱۳۸۴(۱)-۱۳۸۴(۲)
-/۹۹۷	۱	۱۳۸۴(۳)-۱۳۸۴(۳)				۱/۰۰۰	۱	۱۳۸۴(۴)-۱۳۸۴(۴)
-/۹۹۹	۱	۱۳۸۵(۱)-۱۳۸۵(۱)				-/۹۹۵	۴	۱۳۸۵(۲)-۱۳۸۶(۱)
-/۹۶۴	۱	۱۳۸۶(۲)-۱۳۸۶(۲)				۱/۰۰۰	۱	۱۳۸۶(۳)-۱۳۸۶(۳)
-/۹۴۷	۱	۱۳۸۶(۴)-۱۳۸۶(۴)				-/۹۷۸	۶	۱۳۸۷(۱)-۱۳۸۸(۲)
-/۵۲۵	۱	۱۳۸۸(۳)-۱۳۸۸(۳)				-/۹۹۹	۳	۱۳۸۸(۴)-۱۳۸۹(۲)
۱/۰۰۰	۱	۱۳۸۹(۳)-۱۳۸۹(۳)				-/۹۸۲	۸	۱۳۹۱(۲)-۱۳۹۳(۱)
-/۵۰۱	۱	۱۳۹۱(۱)-۱۳۹۱(۱)				-/۸۷۲	۸	۱۳۹۳(۳)-۱۳۹۵(۲)
-/۵۶۶	۱	۱۳۹۳(۲)-۱۳۹۳(۲)				-/۹۹۹	۲	۱۳۹۶(۱)-۱۳۹۶(۲)
						-/۹۹۹	۲	۱۳۹۶(۱)-۱۳۹۶(۲)
						-/۹۹۸	۱	۱۳۹۸(۴)-۱۳۹۸(۴)

منبع: محاسبات تحقیق.

نکته مهم دیگر، مدت زمان باقی ماندن هر فصل با توجه به مشخصات لگاریتمی کامل و نیمه لگاریتمی و حالت‌ها و وقفه در هر رژیم است. این موضوع در جداول ۵ و ۶ نمایش داده شده است.

با توجه به وجود سه رژیم با مشخصات لگاریتمی و نیمه لگاریتمی، رشد حجم پول کم و یا بعضاً کاهش در نظر گرفته می‌شود و رژیم دو رشد متوسط حجم پول و نهایتاً رژیم سه رشد شدید حجم پول، ارزش احتمال متوسط با توجه به آن چه بیان شد در جدول شماره ۵ و ۶ جمع دیویژیا و رژیم و وقفه، مدت زمان باقی ماندن در هر روش برای همه مدل‌ها نشان داده شده است.

ارزش احتمال متوسط یک، به منزله قطعیت وجود آن فصل در آن رژیم و هرچه از یک کمتر باشد بیانگر احتمال وجود آن فصل در رژیم مورد نظر است و ارزش احتمال ۰/۵ بیان می‌کند که آن فصل با احتمال ضعیف بین رژیم‌های یک و دو به یکی از این دو رژیم تعلق گرفته است.

حال با توجه به نرخ‌های بهره مختلف در فصول مورد بررسی و با توجه به معادله با مشخصات لگاریتم کامل می‌توان هزینه رفاهی هر فصل را با فرمول ۱۴، برای مشخصات نیمه لگاریتمی با فرمول ۱۵، محاسبه کرد.

در جدول ۷، هزینه رفاهی تورم با مشخصات لگاریتم کامل و نیمه لگاریتمی برای حالت جمع دیویژیا با نرخ‌های بهره ۵٪ و ۱۰٪ و ۱۵٪ برای سه رژیم با چهار وقفه گزارش شده است.

جدول ۷. محاسبه هزینه رفاهی تورم با نرخ‌های بهره متفاوت و مشخصات و رژیم

Tab. 7: Calculating the welfare cost of inflation at different rate rates, specifications and regime.

نرخ بهره			رژیم	حالت	مشخصات
۰/۱۵	۰/۱	۰/۰۵			
۱/۰۹۰۶۴۲۸	-/۷۵۵۵۶۶۵	-/۴۰۳۴۲۲۲	۱	جمع دیویژیا	لگاریتم کامل
-/۹۸۰۸۴۲۱	-/۶۷۹۴۹۹۷	-/۳۶۲۸۰۷۶	۲		

۱/۱۳۳۲۶۹۷	-۰/۷۸۴۴۰۴۵	۰/۴۱۸۱۱۹۸	۳	جمع دیویزیا	نیمه‌لگاریتمی
-۰/۸۷۵۶۷۰	-۰/۳۹۱۰۳۵	۰/۰۰۹۸۲۲۳	۱		
-۰/۰۸۲۱۹۱۴	-۰/۰۳۶۷۰۲۹	۰/۰۰۹۲۱۹۳	۲		
-۰/۰۷۱۳۳۹۸۹	-۰/۰۳۱۸۱۲۵	۰/۰۰۷۹۹۰	۳		

منبع: محاسبات تحقیق.

با توجه به اظهارات بایلی (۱۹۵۶) «با افزایش نرخ تورم، هزینه رفاهی تورم افزایش می‌یابد» مشاهده می‌شود که با مشخصات لگاریتمی کامل با افزایش نرخ بهره اسمی (تورم) هزینه رفاهی تورم افزایش می‌یابد. نتایج هزینه رفاهی تورم نشان می‌دهد که با افزایش حجم پول، هزینه رفاهی تورم افزایش می‌یابد و نتایج قابل اتکا می‌باشد. همچنین با افزایش حجم پول، سرعت افزایش هزینه رفاهی تورم در رژیم‌های بالاتر با نرخ فزاینده خواهد بود و سیاست‌گذار پولی باید این نکته را در نظر داشته باشد که با افزایش‌های بیشتر در حجم پول، هزینه رفاهی ناشی از تورم افزایش فزاینده‌ای خواهد داشت.

۶. نتیجه‌گیری

در این پژوهش تلاش گردید هزینه رفاهی تورم برای اقتصاد ایران در بازه زمانی ۱۳۶۷ - ۱۳۹۹ با رویکرد مارکوف سوئیچینگ محاسبه شود. محاسبات بیانگر این مهم است که زیان رفاهی افزایش تورم و دور شدن از قاعده بهینه فریدمن (۱۹۶۹)، با بی‌توجهی سیاست‌گذاران پولی به افزایش هزینه رفاهی تورم، منجر می‌شود. نرخ‌های تورم دو رقی خود شاهدهی بر این مدعاست. نتایج حاکی از آن است که در نرخ بهره ۱۰٪ هزینه رفاهی تورم برای مدل لگاریتمی در رژیم یک معادل $GDP\ 0/75\%$ در رژیم دو $GDP\ 0/67\%$ و در رژیم سه $0/78\%$ GDP است؛ بنابراین با افزایش حجم پول، هزینه رفاهی تورم به‌صورت فزاینده افزایش می‌یابد. نتایج با مطالعات زائری (۱۳۹۲) و خلیلی عراقی (۱۳۹۵) و بختیاری (۱۳۹۰) و جعفری صمیمی (۱۳۸۳) و گودرزی‌فراهانی (۱۳۹۱) هم‌خوانی دارد. همچنین نتایج با مطالعات لوکاس (۲۰۰۰) و دای و سرلتیس (۲۰۱۹) هم‌خوانی دارد. در نرخ بهره ۱۰٪ با مشخصات نیمه‌لگاریتمی در رژیم یک معادل $GDP\ 0/39\%$ در رژیم دو $GDP\ 0/36\%$ و در رژیم سه $GDP\ 0/31\%$ است. از نظر مشخصات لگاریتمی نکته قابل توجه این که در حالی که تورم در سال ۲۰۱۹ م. (براساس آخرین اطلاعات بانک جهانی) در کشورهای عربی $1/5\%$ و اتحادیه اروپا $2/1\%$ و کشورهای OECD یا سازمان همکاری اقتصادی و توسعه $2/1\%$ و کل دنیا $2/3\%$ بوده است، اما این رقم در کشور ایران بالغ بر $36/9\%$ بوده است. این ارقام نشان می‌دهد که افزایش مداوم سطح قیمت‌ها و تورم‌های مزمن در اقتصاد ایران، هزینه‌های زیادی را نیز به جامعه تحمیل می‌کند، و هزینه رفاهی تورم را به‌صورت فزاینده افزایش می‌دهد.

در کشور ما تورم $36/9\%$ هزینه رفاهی رژیم یک $GDP\ 2/46\%$ و رژیم دو $GDP\ 2/21\%$ و رژیم سه $2/56\%$ GDP در حالت لگاریتم کامل می‌باشد. اگر تورم از 36% به 38% (حالت کنونی کشور) افزایش یابد، یعنی 2%

افزایش تورم و با همان اطلاعات رژیم یک حالت لگاریتم کامل و سپس در مقدار همان تولید ناخالص ضرب شود، مبلغ ۷۵۲۴/۳ میلیارد ریال تولید ناخالص داخل کاهش می‌یابد. در سایر حالات این مطالعه، یعنی دو رژیم دیگر لگاریتم کامل با توجه به کاهش ارتباط رشد حجم پول و نرخ بهره اسمی و نیز عدم بازدارندگی آن کاهش تولید ناخالص داخل به مراتب بیشتر و در نتیجه هزینه رفاهی تورم افزایش بیشتر خواهد داشت. این کاهش تولید ناخالص داخلی به مثابه افزایش هزینه رفاهی تورم و به نوعی زیان مالیات نگهداری پول نقد محسوب می‌شود و این یک فاجعه در تورم بالا را نشان می‌دهد. به همین علت مردم سعی در دور کردن پول نقد از خود را دارند؛ از این رو پرداختن به هزینه رفاهی تورم بسیار مهم است؛ و هدف‌گذاری تورم می‌تواند راهگشا باشد.

کتابنامه

- بختیاری، صادق؛ و صمدپور نرگس، (۱۳۹۰). «برآوردی از هزینه رفاهی تورم در اقتصاد ایران». *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۷(۱): ۳-۱۶.
- جعفری صمیمی، احمد؛ و تقی‌نژاد وحید، (۱۳۸۳). «هزینه رفاهی تورم؛ بسط الگوی لوکاس و ارائه دیدگاه جدید». *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۶۴(۱): ۵۵-۷۲.
- خلیلی عراقی، منصور؛ عباسی نژاد، حسین؛ و گودرزی فراهانی، یزدان، (۱۳۹۵). «هزینه رفاهی تورم در ایران با رویکرد مدل حداقل مربعات معمولی پویا». *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۶۲(۱۶): ۶۳-۸۶.
- زائری، محمد؛ و ندری، کامران، (۱۳۹۲). «محاسبه هزینه رفاهی تورم در ایران». *فصلنامه راهبر اقتصادی*، ۲(۴): ۳۹-۷۱.
- شاهمرادی، اصغر؛ و ناصری، سید مهدی، (۱۳۸۹). «محاسبه حجم پول به روش دیویسیا و مقایسه آن با حجم پول جمع ساده در ایران». *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۵۴(۲): ۵-۳۴.
- صادقی‌شاهدانی، مهدی؛ صاحب‌هنر، حامد؛ عظیم‌زاده‌آرانی، محمد؛ و حسینی‌دولت‌آبادی، سید مهدی، (۱۳۹۱). «بررسی شوک‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی با روش BVAR». *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، ۱(۴): ۹۱-۱۲۴.
- کمیجانی، اکبر؛ بهرامی‌راد، دومان، (۱۳۸۷). «آزمون رابطه بلند مدت بین نرخ سود تسهیلات بانکی و نرخ تورم». *پایگاه مرکز اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی*، ۱(۸۲): ۱۸۷-۲۱۰.
- گودرزی فراهانی، یزدان؛ مشتری دوست، شیوا؛ و ورزمیاری بهزاد، (۱۳۹۱). «بررسی هزینه رفاهی تورم با رویکرد مدل‌های تعادل عمومی». *فصلنامه پول و اقتصاد*، ۸(۲): ۸۷-۱۲۰.
- منکیو، گرگوری، (۱۳۹۱). *اقتصاد کلان*. ترجمه حمید رضا. ارباب، تهران: نشر نی.

- یزدان پناه، حمیده؛ اسلاملوئیان، کریم؛ هادیان، ابراهیم؛ و شهنازی، روح‌الله. (۱۳۹۹). «تأثیر قواعد سرمایه خلاف چرخه بر ثبات بانکی و پویایی‌های اقتصاد کلان در ایران». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*, ۳۶ (۹): ۱-۳۳.
- Bailey, M., (1956). "The welfare cost of inflationary finance". *Journal of Political Economy*, 64 (2): 93-110.
- Bailey, M., (1956). "The welfare cost of inflationary finance". *Journal of Political Economy*, 64: 2.
- Bakhtiari, S. & Samadpour, N., (2011). "Estimated Welfare Cost of Inflation in Iran's Economy". *Economic Studies and Policies*, 7 (1): 3-16.
- Barnett, W. A., (1980), "Economic monetary aggregates: An application of index number and aggregation theory". *Journal of Econometrics*, 14 (1): 11-48.
- C. Silva, A., (2012). "Rebalancing Frequency and the Welfare Cost of Inflation". *American Economic Journal, Macroeconomics*, 4 (2): 53-83.
- Cagan, P., (1956). "The monetary dynamics of hyperinflation". In: Friedman, M. (Ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*. University of Chicago Press, Chicago and London, Pp: 25-117 .
- Chio, J. & Molico, M., (2010). "Liquidity, redistribution, and the welfare cost of inflation". *Journal of Monetary Economics*, 57 (4): 428-438.
- Dai, W. & Serletis, A., (2019). "On the Markov Switching welfare cost of inflation". *Journal of Economic Dynamics & Control*, 108 (2): 1-23.
- Dibooglu, S. & Kenc, T., (2009). "Welfare cost of inflation in a stochastic balanced growth model". *Economic Modelling*, 26 (4): 650-658.
- Dressler, S., (2015). "A long-run, short-run and politico-economic analysis of the welfare costs of inflation". *Journal of Macroeconomics*, = 47 (3): 255-269.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J., (1987). "Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing". *Econometrica*, 55 (2): 251-276.
- Friedman, M., (1969). *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*. Aldine Publishing Company, Hawthorne. New York.
- Friedman, M., (1983). *A Case of Bad Good News*. Newsweek.
- Goldfeld, S. M., (1976). "The Case of the Missing Money". *Brookings Paper Economic Activity*, 7 (3): 683-740.

- Goudarzi, F.; Yazdan, Sh. & Varmazyari, B., (2012). "Inflation Welfare Expenditure Survey with General Equilibrium Models Approach". *Quarterly Journal of Money and Economics*, 8(2): 87-120.
- Ireland, P. N., (2009). "On the welfare cost of inflation and the recent behavior of money demand". *Am. Econ. Rev.*, 99 (3): 1040-1052.
- Jaafari Samimi, A. & Taghinejad, V., (2004). "Welfare cost of inflation, expansion of Lucas model and presenting new perspective". *Journal of Economic Research*, 64(1): 55-72.
- Johansen, S. & Juselius, K., (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Applications to the Demand for Money". *Oxford bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210
- Khalili Araghi, M.; Abbasinejad, H. & Goodarzi Farahani, Y., (2016). "Welfare cost of inflation in Iran with dynamic ordinary least squares model approach". *Quarterly Journal of Economic Research*, 62(16): 63-86.
- Komijani, A. & Bahrami Rad, D., (2008). "Test of long-term relationship between interest rate of banking facilities and inflation rate". *Scientific Information Center of ACECR*, 1 (82): 187-210.
- Kurlat, P., (2019). "Deposit Spreads and the Welfare Cost of Inflation". *Journal of Monetary Economics*, 19 (2):79-93.
- Lucas Jr., R. E., (2000). "Inflation and welfare". *Econometrica*, 68 (2): 247-274.
- Mankiw, G., (2012). *Macroeconomics*. Translated by: Hamid Reza. Arbab, Tehran: Ney Publications.
- Mc Callum, B. & Goodfrind, M., (1978). "Demand for money: Theoretical studies". *The new Palgrave dictionary*: 775-781
- Meltzer, A. H., (1963). "The demand for money: the evidence from the time series". *J. Polit. Econ.*, No. 71: 219-246.
- Mogliani, M. & Urga, G., (2018). "On the instability of long-run money demand and the welfare cost of inflation in the united states". *J. Money Credit Bank*, 50 (7): 1645-1660.
- Mushtaq, S.; Rashid, A. & Qayyum, A., (2012). "On the Welfare Cost of Inflation: The Case of Pakistan". *The Pakistan Development Review*, 51 (1): 61-96.
- Sadeghi Hesati, M.; Sahebhonar, H., Azimzadeh Arani, M. & Hosseini Dowlatabadi, S. M., (2012). "Investigation of monetary shocks on macroeconomic variables by BVAR method". *Journal of Applied Economic Studies in Iran*, 1(4): 91-124.
- Serletis, A. & Yavari, K., (2004). "The welfare cost of inflation in canada and the united states". *Econ. Lett.*, No. 84, Pp: 199-204 .

- Shahmoradi, A. & Naseri, S. M., (2010). "Calculating the volume of money by Davisia method and comparing it with the volume of simple sum money in Iran". *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 54(2): 5-34.

- Yazdanpanah, H.; Islamlouian, K.; Hadian, E. & Shahnazi, R., (2020). "The effect of counter-cycle capital rules on banking stability and macroeconomic dynamics in Iran". *Applied Economic Studies of Iran*, 36(9): 1-33.

- Zaeri, M. & Nadri, K. (2013). "Calculating the Welfare Cost of Inflation in Iran". *Quarterly Journal of Economic Leader*, 2(4): 39-71.