Original Article

Quarterly Journal of Village and Space Sustainable Development

Spring 2025, Vol.6, No.1, Serial Number 21, pp 141-165

https://doi.org/10.22077/vssd.2024.7827.1258

The Impact of Economic Shocks on Rural Population Growth Rates Across Iranian Provinces

Ahmad Bakhshi[1*], Yaghob Fatemi Zardan[2]

1. Associate Professor, Department of Political Science, Faculty of Humanities, University of Birjand, Iran.

2. *Ph.D. in Economic, Economic expert, Economic and Financial Affairs Directorate General of South Khorasan province, Birjand, Iran.*

**Corresponding author, Email: bakhshi@birjand.ac.ir*

Keywords:
Economic shocks, Rural population growth, Income inequality, Bayesian Panel VAR, Macroeconomic stability, Iran.

Received:
26/Jun/2024
Revised:
02/Aug/2024
Accepted:
20/Oct/2024

1. Introduction

In recent decades, many countries have faced declining population growth rates and have implemented various policy measures to reverse this trend. Among the key factors contributing to the decline in population growth are economic variables and the associated macroeconomic instabilities. Economic cycles and their resulting fluctuations significantly affect demographic structures and shift long-term population dynamics. There are multiple mechanisms through which economic conditions influence population trends. These include:

- The effects of economic uncertainty (Hofmann & Hohmeyer, 2013),
- Job instability and labor market volatility (Modena et al., 2014),
- Unemployment among both native and immigrant populations (Tragaki & Bagavos, 2014; Cazzola et al., 2016),
- Fluctuations in housing and mortgage markets (Schneider, 2015),
- Increased mortality during economic downturns (Lusardi et al., 2015; Stuckler et al., 2015),
- Impacts on the labor market (Gil Alonso et al., 2016), and
- Indirect influences on fertility, such as delayed marriage (Goldstein et al., 2013) or reduced marriage rates (Kreyenfeld et al., 2012; Lee & Painter, 2013).

Iran, in particular, has experienced prolonged periods of international sanctions over the past few decades. These sanctions have severely constrained the country's primary source of revenue—oil exports—and destabilized its macroeconomic environment. As a result, key economic indicators have undergone significant fluctuations, posing major challenges to the national economy and indirectly affecting population growth patterns.

Despite the critical importance of this issue, there has been limited academic attention, especially at the regional (provincial) level. Most existing studies have focused on national-level population growth, with very few examining the impact of economic shocks on rural population dynamics. Notably, no study to date has investigated how provincial-level rural population growth in Iran responds to economic shocks. Therefore, understanding these relationships is crucial for mitigating the negative consequences and formulating effective policy responses.

2. Methodology

This study aims to investigate the effects of economic shocks on the rural population growth rates across Iranian provinces. Due to data limitations regarding Alborz Province, it was combined with Tehran Province for analytical

purposes. To achieve this objective, a Bayesian Panel VAR (Vector Autoregression) model was employed using MATLAB software. The analysis covers the period from 1997 to 2022, allowing sufficient time to capture both short- and long-term impacts of economic shocks on rural demographics.

3. Findings

Among the variables analyzed, household income and economic growth were found to be stationary at the level, whereas other variables became stationary after first differencing. Based on Pedroni's cointegration test and Kao's test, a long-term relationship between the selected variables was confirmed. The results indicate that inflation, exchange rate fluctuations, and income inequality (Gini coefficient) have a negative effect on rural population growth rates across provinces. In contrast, economic growth and household income show a positive short-term effect on rural population growth in most provinces. However, over the long term, this effect turns negative, likely due to increased migration from rural to urban areas, which ultimately reduces rural population growth.

These findings were found to be statistically significant across all provinces.

According to the variance decomposition results, after 20 periods:

- Inflation rate had the greatest impact on rural population growth (excluding the self-effect of the variable itself),
- The Gini coefficient had the least impact in most provinces.
- The highest auto-predictive power (self-effect) was observed in Yazd Province (96.84%),
- The lowest was in West Azerbaijan Province (59.06%).

For the contribution of each independent variable to rural population growth:

- West Azerbaijan: Most affected by inflation,
- Tehran: Most affected by economic growth,
- Razavi Khorasan: Most affected by the Gini coefficient,
- Mazandaran: Most affected by government expenditures,
- West Azerbaijan: Also, most affected by exchange rate.

Conversely, Yazd Province showed the lowest response to shocks in all variables, indicating relatively stable rural population dynamics.

4. Discussion and Conclusion

The empirical results underscore the significant role of economic factors in shaping rural population growth trends in Iran. Given the country's limited economic diversification and its susceptibility to external shocks—particularly international sanctions—it is essential to adopt strategic approaches to stabilize key economic indicators. Sanctions have restricted access to foreign currency and triggered severe economic disruptions. These shocks, in turn, have cascading effects on public revenues, leading to adjustments in imports, inflation, foreign exchange reserves, and public expenditures—ultimately influencing demographic outcomes. Therefore, promoting constructive diplomacy and implementing macroeconomic stabilization policies are vital to mitigate the adverse effects of economic shocks and protect vulnerable sectors like rural communities. Additionally, the negative relationship between the Gini coefficient and rural population growth highlights the importance of addressing income inequality. Since agriculture remains a dominant sector in rural economies, policies aimed at improving rural livelihoods can help curb out-migration to urban centers. Future research should consider incorporating spatial heterogeneity more explicitly and explore the non-linear effects of economic shocks on rural demography. A deeper understanding of these dynamics will better inform targeted interventions and sustainable rural development strategies.

How to cite this article:

Bakhshi, A., & Fatemi Zardan, Y. (2025). The Impact of Economic Shocks on Rural Population Growth Rates Across Iranian Provinces. *Village and Space Sustainable Development*, **6(1), 141-165.** https://doi.org/10.22077/vssd.2024.7827.1258

Copyright: © 2025 by the authors. Licensee Quarterly Journal of Village and Space Sustainable Development. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

مقاله پژوهشی

فصلنامه روستا و توسعه پایدار فضا

دوره ششم، شماره یکم، پیاپی بیست و یکم، بهار ۱۴۰۴، شماره صفحه ۱۴۱-۱۶۵

https://doi.org/10.22077/vssd.2024.7827.1258

تأثیر شوک‌های اقتصادی بر نرخ رشد جمعیت روستایی در استان‌های ایران

احمد بخشی[1*]، یعقوب فاطمی زردان[2]

۱. دانشیار گروه علوم سیاسی، دانشگاه بیرجند، بیرجند، ایران

۲. دکتری اقتصاد، کارشناس اقتصادی، اداره کل امور اقتصادی و دارایی خراسان جنوبی، بیرجند، ایران

* نویسنده مسئول، ایمیل: *bakhshi@birjand.ac.ir*

واژگان کلیدی:

شوک‌های اقتصادی، رشد جمعیت روستایی، نابرابری درآمدی، مدل خود رگرسیون برداری پانل بیزی، ثبات اقتصاد کلان، ایران.

تاریخ ارسال:

۱۴۰۳/۰۴/۰۶

تاریخ بازنگری:

۱۴۰۳/۰۵/۱۲

تاریخ پذیرش:

۱۴۰۳/۰۷/۲۹

چکیده:

نرخ رشد جمعیت از جمله عوامل تأثیرگذار بر رشد و توسعه اقتصادی یک کشور محسوب‌می‌شود. طی چند سال گذشته، رشد این متغیر در ایران کاهش چشمگیری داشته است که یکی از دلایل این اتفاق، به بی‌ثباتی اقتصاد و نوسانات حاصل از آن بر می‌گردد و مشوق‌ها و سیاست‌های افزایش جمعیت نیز نتوانسته است کارساز باشد. هدف این پژوهش بررسی اثرات شوک‌های اقتصادی بر نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌های ایران بوده است. بدین‌منظور، برای بررسی اثرات شوک‌های اقتصادی از مدل بیزین پنل‌ور (Bayesian Panel VAR) در نرم‌افزار متلب طی بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۷۶ بهره گرفته شد. داده‌های سری زمانی موردنیاز از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران استخراج شد. نتایج پژوهش نشان داد که نرخ تورم، نرخ ارز و ضریب جینی اثر منفی بر نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌ها گذاشته‌اند. اثر شوک رشد اقتصادی و درآمد خانوار در دوره‌های ابتدایی و کوتاه مدت برای اکثر استان‌ها باعث افزایش نرخ رشد جمعیت روستایی شده اما با گذشت زمان و در دوره‌های بلندمدت به‌دلیل افزایش مهاجرت از روستا به شهر، اثر آن منفی شده و منجر به کاهش نرخ رشد این متغیر می‌گردد. با این حال، این امکان وجود داشت که مهاجرت معکوس نیز داشته‌باشیم؛ اما علی‌رغم امکانات، به‌دلیل افراد بازنشسته، تأثیر چندانی در نرخ رشد ندارد. نتایج حاصله برای تمامی استان‌ها معنادار به‌دست آمد. علاوه بر این، نتایج تجزیه واریانس نشان داد که پس از ۲۰ دوره، برای تمامی استان‌ها نرخ تورم بیشترین تأثیر (به‌استثنای اثر خود متغیر) را بر روی نرخ رشد جمعیت روستایی داشته و ضریب جینی در اکثر استان‌ها دارای کمترین اثر بر این متغیر بوده است.

۱–مقدمه

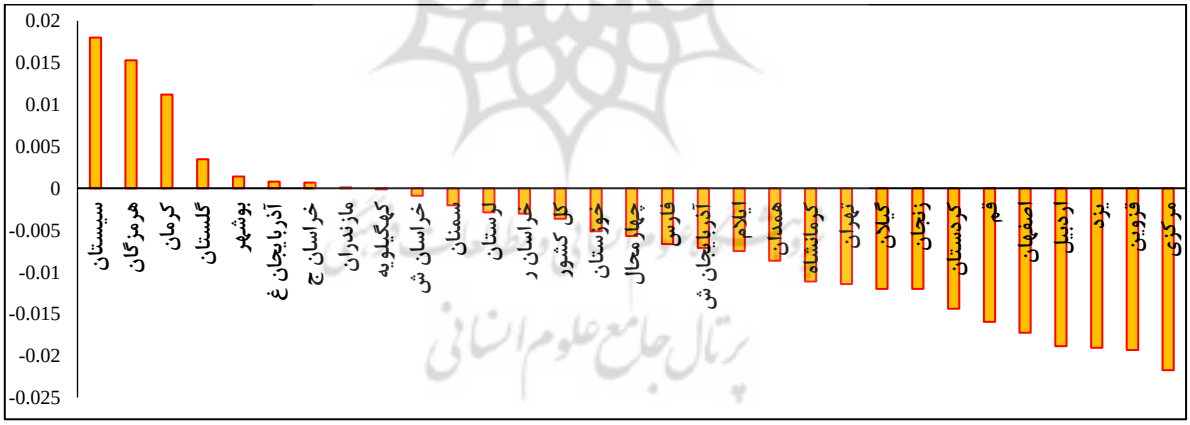
نرخ رشد جمعیت به تعداد افراد متولد شده (باروری) و مدت عمر افراد (مرگ‌ومیر و امید به زندگی) بستگی دارد. علاوه بر این، مهاجرت یکی دیگر از عوامل مهم تعیین کننده جمعیت یک کشور می‌باشد (گولینی و مورتی[1]، ۲۰۱۱). کاهش نرخ رشد جمعیت نه‌تنها باعث عدم تعادل جمعیتی، بلکه منجر به عدم تعادل اجتماعی و اقتصادی نیز در جامعه می‌شود. در سطح خرد، کاهش نرخ رشد این متغیر، پیری جمعیت را در پی دارد و از آنجا که افراد مسن نیازهای بهداشتی، اجتماعی و فرهنگی بالاتری در مقایسه با افراد جوان دارند، نگرانی‌هایی در زمینه روان‌شناختی، پزشکی و فرهنگی ایجاد می‌کند. در سطح کلان نیز، کاهش جمعیت بر حوزه‌های اجتماعی، سیاسی و اقتصادی تأثیر می‌گذارد (هارپر[2]، ۲۰۱۴). به‌طور مثال، در حوزه اقتصادی، به‌دلیل پیری جمعیت و کاهش رشد آن، سیستم‌های رفاهی می‌توانند با بحران عمیقی مواجه شوند. به‌عبارتی، افراد مسن در مقایسه با افراد جوان نیاز بیشتری به مراقبت‌های بهداشتی طولانی مدت دارند که منجر به افزایش هزینه‌ها می‌شود. افزایش تعداد بازنشستگان در حال حاضر و آینده نسبت به جوانان باعث افزایش هزینه‌های بازنشستگی می‌گردد. میزان نیروی‌کار کاهش می‌یابد و بازار کار ممکن است دچار بحران شود. در میان نیروی‌کار، تعداد کارگران مسن‌تر از افراد جوان بیشتر خواهند بود و پیامد آن می‌تواند کاهش بهره‌وری باشد و به‌همراه آن هزینه سربار، نرخ تکفل و هزینه‌های نیروی کار نیز افزایش می‌یابد (بلوم و همکاران[3]، ۲۰۱۵). همچنین، کاهش نرخ رشد جمعیت باعث کاهش نرخ پس‌انداز می‌شود و در نتیجه نگرانی‌هایی را در مورد کند شدن رشد اقتصادی در آینده ایجاد می‌کند (رینود و میکولی[4]، ۲۰۱۹). بنابراین، رشد جمعیت متعادل برای یک کشور ضروری هست و می‌تواند باعث ایجاد مزیت‌هایی برای هر کشور شود که به‌طور خلاصه می‌توان موارد زیر را نام برد:

- باعث افزایش تقاضا و ایجاد بازار مصرف بزرگ برای محصولات داخلی و خارجی می‌شود که می‌تواند منجر به ورود جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز گردد (بل و همکاران[5]، ۲۰۱۵؛ اردوغان و انور[6]، ۲۰۱۵؛ نائومان و همکاران[7]، ۲۰۱۶).
- باعث افزایش نیروی‌کار تولید و به‌دنبال آن رشد اقتصادی می‌شود (جا و ساریتا[8]، ۲۰۱۹؛ یاکوبو و همکاران[9]، ۲۰۲۰).
- رشد جمعیت باعث افزایش درآمد و پس‌انداز خانوار می‌شود. تغییرات در سهم سن کار جمعیت باعث افزایش درآمد و پس‌انداز می‌شود، با تغییر تعداد نسبی افراد در اقتصاد که می‌توانند کار کنند. به‌عبارت دیگر هرچه جمعیت شاغل افزایش یابد در نتیجه افراد کمتری تحت تکفل فرد شاغل قرار گرفته و در نتیجه افراد شاغل امکان پس‌انداز بیشتری دارند. بنابراین می‌توان گفت که با کاهش نرخ بیکاری، نرخ پس‌انداز افزایش خواهد یافت. (احمد و کروز[10]، ۲۰۱۸).

با این حال، چرخه‌های اقتصادی و نوسانات حاصل از آن به‌طور قابل‌توجهی بر ساختارهای جمعیتی کشورها تأثیر می‌گذارد و پویایی جمعیتی را تغییر می‌دهد. به‌عبارتی، این گذارهای جمعیتی منعکس کننده فرآیندهای اجتماعی–اقتصادی هستند که بر آینده کشور تأثیرات بسیار زیادی دارند (لی و همکاران[11]، ۲۰۱۶). ایران نیز از این قاعده مستثنی نیست. در چند دهه اخیر کشور ایران با مشکلات متعددی نظیر تحمیل تحریم‌های گسترده، نوسانات اقتصادی نظیر شوک‌های نرخ

[1] . Golini & Moretti
[2]. Harper
[3] . Bloom et al
[4]. Reynaud & Miccoli
[5] . Bell et al
[6] . Erdogan and Unver
[7] . Nauman et al
[8] . Jha and Saritha
[9] . Yakubu et al
[10] . Ahmed and Cruz
[11] . Li et al

ارز و نرخ تورم، کاهش تجارت خارجی، افزایش انتظارت تورمی، افزایش هزینه تأمین مالی شروع کسب و کار، کاهش قدرت خرید خانوار و غیره دست و پنجه نرم می‌کند و اقتصاد کشور را با چالش‌های جدی مواجه کرده است. کاهش یا افزایش منابع درآمدی دولت منجر به نوسانات نرخ ارز می‌شود که در پی آن نوسانات تولید ناخالص ملی و شوک‌های پولی و مالی اتفاق می‌افتد. در نهایت، نوسانات متغیرهای اقتصادی بر روی قیمت تأثیر می‌گذارد و منجر به تغییرات نرخ تورم می‌گردد (فاطمی زردان و همکاران، ۱۴۰۰). اثر تمامی این شوک‌ها، به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم جامعه را متأثر خواهد ساخت و منجر به تغییر نرخ رشد جمعیت خواهد شد. همان طور که اشاره شد نوشانات اقتصادی می‌تواند هزینه معیشت را افزایش و به‌دنبال آن قدرت خرید افراد را کاهش دهد. از طرفی افزایش نوسانات اقتصادی منجر به پیش بینی ناپذیر شدن اقتصاد می‌شود و شروع کسب و کار را سخت‌تر می‌کند که به‌دنبال آن درآمد خانوار کاهش خواهد یافت. این شرایط باعث افزایش سن ازدواج، هزینه‌های زندگی و تغییر سبک زندگی خواهد شد. در این وضعیت، به‌منظور افزایش نرخ رشد جمعیت دولت مجبور است که اقدام به سیاست‌های حمایتی به‌صورت نقدی و غیرنقدی نماید که این عوامل افزایش هزینه‌های دولت را به‌دنبال خواهد داشت (عنابستانی و همکاران، ۱۴۰۱). این در حالی است که درآمدهای دولت به‌دلیل تحریم‌ها و نوسانات اقتصادی کاهش یافته‌است. با توجه به‌شکل ۱ متوسط نرخ رشد جمعیت روستایی در بسیاری از استان‌های ایران بسیار پایین و منفی می‌باشد که زنگ خطری برای کشور است. متوسط نرخ رشد جمعیت روستایی استان سیستان و بلوچستان در بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۷۶ نسبت به بقیه استان‌ها بیشترین و استان مرکزی کمترین مقدار بوده است (این در حالی است که نرخ رشد جمعیت این دو استان یعنی استان سیستان و بلوچستان و مرکزی به‌ترتیب در سال ۱۳۹۰ به‌ترتیب تقریباً برابر ۲ و ۱.۵- درصد و برای سال ۱۳۸۰ به‌ترتیب تقریباً برابر ۲.۲ و ۱- درصد بوده است.). متوسط نرخ رشد جمعیت روستایی کل کشور در بازه ۱۴۰۱-۱۳۷۶ برابر ۰.۳۶-٪ می‌باشد که بیانگر کاهش نرخ رشد جمعیت روستاییان هست.



شکل ۱- متوسط نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌های ایران(۱۴۰۱-۱۳۷۶)

منبع: مرکز آمار ایران

بدون شک یکی از عوامل مؤثر بر کاهش نرخ رشد جمعیت کشور بی‌ثباتی اقتصادی و بروز شوک‌های پی در پی در متغیرهای کلان اقتصادی می‌باشد که بر روی نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌های مختلف، اثر متفاوتی داشته است. بنابراین، بررسی اثرات شوک‌ها بر جمعیت کشور به‌صورت کلی شاید چشم‌اندازی روشن در خصوص تأثیرپذیری خانوار هر استان از این شوک‌ها ارائه ندهد. لذا، لازم هست اثرات این شوک‌ها به‌صورت جزئی و برای هر استان جداگانه بررسی شود تا دیدی واضح به سیاست‌گذاران جهت ارائه سیاست‌ها و برنامه‌های متناسب با شرایط آن استان بدهد. لذا این پژوهش بر آن شد تا با کمک مدل پنل‌ور بیزی طی دوره ۱۴۰۱-۱۳۷۶ به بررسی اثرات شوک‌ها متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ

رشد جمعیت روستایی استان‌های ایران بپردازد. علی‌رغم اهمیت بالای این موضوع مطالعات چندانی در این زمینه انجام نشده است و محدود مطالعاتی هم که به این موضوع پرداخته‌اند، نرخ رشد جمعیت را به‌صورت کشوری بررسی کرده‌اند و هیچ مطالعه‌ای به بررسی اثرات شوک‌های اقتصادی بر نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌های کشور نپرداخته است.

۲- بنیان نظریه‌ای

رشد جمعیت یکی از مسائل مهمی است که امروزه تمام کشورها به‌منظور دستیابی به یک رشد معقول به آن توجه می‌کنند. دیدگاه مالتوسین به این امر اشاره دارد که اگر رشد جمعیت بیش از تغییرات فناوری باشد آنگاه جامعه هرگز نخواهد توانست به سطحی از درآمد برای امرار معاش خود دست یابد. مالتوس سه اثر منفی برای جمعیت بیان می‌کند که عبارتند از: گسترش فقر از لحاظ کمی و کیفی، محدودیت منابع طبیعی و تخریب محیط زیست و عدم بهبود در کیفیت زندگی. در طرف مقابل، برخی از محققان بیان می‌کنند که رشد جمعیت باعث افزایش تولید و تغییرات فناوری می‌شود و می‌تواند به کشورها برای رهایی از دام مالتوس کمک کند (صفدری، ۱۳۹۷). آن‌ها معتقدند که صدها سال پیش، زمانی که جوامع و اقتصادها در ابتدا شروع به شکوفایی کردند، رشد جمعیت با افزایش تولیدات بخش کشاورزی همراه بود. افزایش جمعیت به‌معنای کارگران بیشتری بود که تولید را افزایش می‌دادند. با کار مولد بیشتر، اقتصاد ناگزیر گسترش یافت و جامعه از مزایای آن بهره برد. قرن‌ها پیش، رونق جمعیت نشانه‌های مثبتی از پتانسیل رشد اقتصادی بلندمدت بود. نرخ بالای باروری در آن زمان‌ها باعث افزایش نیروی‌کار شد و همچنین به غلبه بر نرخ‌های مرگ‌ومیر بالا کمک کرد. با توجه به عدم وجود مراقبت‌های پزشکی مدرن که بسیاری از کشورها تا همین چند دهه گذشته با آن مواجه بودند، نرخ مرگ‌ومیر برای چندین قرن گذشته بالا بود (لاتیمر و کولکارنی[۱]، ۲۰۰۸). در حال حاضر، به برکت پیشرفت تکنولوژی، جمعیت جهان تقریباً ۸ میلیارد نفر برآورد شده‌است. پیش‌بینی‌های سازمان ملل این رقم را تا سال ۲۰۵۰ به بیش از ۹.۲ میلیارد نفر و تا سال ۲۲۰۰ به حداکثر ۱۱ میلیارد تخمین زده‌اند که بیش از ۹۰ درصد از این جمعیت در کشورهای در حال توسعه ساکن خواهند بود (اسنودان و هوارد، ۱۴۰۱؛ تودارو و اسمیت[۲]، ۲۰۰۶).

استدلال محققان در مورد تأثیر رشد جمعیت بر اقتصاد متفاوت است. آدوول[۳](۲۰۱۲) در پژوهشی به یک رابطه مثبتی بین جمعیت و رشد اقتصادی دست یافت در حالی که یافته‌های اونووکا[۴](۲۰۰۶) نشانگر وجود یک رابطه منفی بین جمعیت و رشد بود. از سوی دیگر، مطالعه بوچی و همکاران[۵](۲۰۱۹) نتایج متفاوتی را برای کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته نشان می‌داد. با این حال، به‌طور کلی مکانیسم‌هایی که از طریق آن‌ها عوامل اقتصادی ممکن است بر الگوهای جمعیتی تأثیر بگذارد عبارتند از: اثرات عدم‌اطمینان اقتصادی (هوفمن و هومایر[۶]، ۲۰۱۳)، بی‌ثباتی شغلی و جابجایی نیروی‌کار (مودنا و همکاران[۷]، ۲۰۱۴)، بیکاری جمعیت بومی و مهاجر (تراگاکی و باگاووس، ۲۰۱۴؛ کازولا و همکاران ۲۰۱۶)[۸]، تغییرات در بازار مسکن و رهن (اشنایدر[۹]، ۲۰۱۵)، افزایش مرگ‌ومیر (لوساردی و همکاران، ۲۰۱۵; استاکلر و همکاران، ۲۰۱۵)[۱۰]، بازار کار (گیل آلونسو و همکاران[۱۱]، ۲۰۱۶) و عواملی که به‌طور غیرمستقیم بر باروری تأثیر می‌گذارند

[1] . Latimer and Kulkarni
[2] . Todaro and Smith
[3] . Adewole
[4] . Onwuka
[5] . Bucci et al
[6] . Hofmann and Hohmeyer
[7]. Modena et al
[8] . Tragaki and Bagavos 2014; Cazzola et al. 2016
[9]. Schneider
[10] . Lusardi et al. 2015; Stuckler et al. 2015
[11] . Gil-Alonso et al

به‌عنوان مثال تعویق ازدواج (گلدشتاین و همکاران، ۲۰۱۳)[1] یا کاهش نرخ ازدواج (کرینفلد و همکاران، ۲۰۱۲؛ لی و پین‌تر، ۲۰۱۳)[2]. در ادامه به برخی از مطالعات داخلی و خارجی که به بررسی رابطه نرخ رشد جمعیت و متغیرهای اقتصادی پرداخته‌اند، اشاره می‌گردد.

سادیگوف[3](۲۰۲۲) در پژوهشی به بررسی دلایل افزایش جمعیت جهان و تحلیل عوامل مؤثر بر این روند پرداخت. نتایج نشان داد که اگر مسئله امنیت اجتماعی–اقتصادی حل نشود، رشد جمعیت جهان یک مشکل اجتماعی جهانی خواهد بود. آدئوسون و پوپوگبه[4](۲۰۲۱) در پژوهشی به بررسی تأثیر رشد جمعیت بر استفاده از منابع انسانی برای دوره ۱۹۹۰–۲۰۱۸، با کمک تحلیل‌های هم‌انجمادی و مدل تصحیح خطا پرداختند. نتایج نشان داد که رشد جمعیت تأثیر منفی و معناداری بر بهره‌برداری از منابع انسانی دارد. لی و پارک (۲۰۲۰)[5]، در پژوهشی تأثیر تغییرات جمعیتی بر رشد اقتصادی کشورهای سازمان توسعه و همکاری اقتصادی[6](OECD) و کشورهای غیر عضو سازمان توسعه و همکاری اقتصادی را در دوره زمانی ۲۰۱۴–۱۹۸۱ مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه تفاوت معنی‌داری از تأثیرگذاری جمعیتی بر رشد اقتصادی OECD و اقتصادهای غیر OECD نشان داد. سیمون[7](۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی رابطه رشد اقتصادی و جمعیت پرداخت. نتایج نشان داد که افزایش جمعیت در کوتاه مدت تأثیر منفی بر استاندارد زندگی می‌گذارد ولی در بلندمدت مثبت است. دودکانلوی و همکاران[8](۲۰۱۸)، در تحقیقی به بررسی تأثیر ساختار سنی جمعیت و نرخ پس‌انداز بر رشد اقتصادی طی دوره ۲۰۱۶–۱۹۶۶ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که تأثیر نسبت وابستگی به‌عنوان شاخصی از ساختار سنی جمعیت بر درآمد ملی سرانه در همه دهک‌ها منفی و معنی‌دار است و تأثیرگذاری در دهک‌های پایینی بیشتر از دهک‌های بالایی است.

تعدادی از مطالعات داخلی نیز به بررسی این موضوع پرداخته‌اند. ابریشمی و همکاران (۱۴۰۲) در پژوهشی به بررسی اثر متغیرهای جمعیت‌شناختی بر پویایی درآمد خالص خانوار شهری و روستایی کشور، در بازه زمانی ۱۳۹۸–۱۳۸۰ با استفاده از روش پانل پرداختند. نتایج مطالعه نشان‌می‌دهد که جنسیت مرد و تحصیلات بالای سرپرست خانوار و تعداد اعضای خانوار، تأثیر مثبتی بر پویایی درآمد خانوار دارند. غفاری‌فرد و همکاران (۱۴۰۲) در پژوهشی به ارزیابی تأثیر میزان رشد جمعیت بر تولید ملی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۶ الی ۱۴۱۶ با استفاده از نمودارهای علی و معلولی و جریان حالت مدل‌سازی پرداخت. نتایج نشان‌می‌دهد، افزایش میزان رشد جمعیت سبب ارتقا تولید ملی می‌شود. افقه و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهشی به بررسی اثر تغییرات جمعیتی و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران در بازه زمانی ۱۳۹۸–۱۳۶۹ با استفاده از تکنیک ARDL پرداختند. نتایج نشان داد که بین تغییرات جمعیتی و سرمایه انسانی با رشد اقتصادی ارتباط معنی‌داری وجود دارد. محبی و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی تعامل بین رشد جمعیت و تغییر ساختار سنی و تأثیر آن‌ها از نوسانات باروری و مرگ‌ومیر در اقتصاد ایران پرداختند. یافته‌ها نشان داد که از اواسط مرحله اول تا اواسط مرحله سوم گذار سنی، کاهش جمعیت گروه‌های سنی زیر ۳۰ سال سهم مهمی در رشد منفی شمار مؤثر مصرف‌کنندگان و افزایش جمعیت گروه‌های سنی ۴۹–۳۰ ساله سهم مهمی در رشد مثبت شمار مؤثر تولیدکنندگان و در نتیجه، تحقق سود نخست جمعیتی در ایران داشته است. سایه می‌ری و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی به بررسی تأثیر رشد جمعیت بر رشد اقتصادی با استفاده

[1] . Goldstein et al. 2013
[2] . Kreyenfeld et al. 2012; Lee and Painter 2013
[3] . Sadigov
[4]. Adeosun & Popogbe
[5] . Le & Park
6 . Organisation for Economic Co-operation and Development
7 . Simon
[8] . Dudkanlui et al

از نرم‌افزارهای جامع فراتحلیل یا CMA پرداختند. نتایج نشان داد که به‌ازای افزایش یک واحد رشد جمعیت، رشد اقتصادی به‌اندازه ۰/۳۸ کاهش پیدا می‌کند.

۳-روش، تکنیک‌ها و قلمرو

هدف این پژوهش بررسی اثرات شوک‌های اقتصادی بر نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌های ایران می‌باشد (به‌دلیل محدودیت اطلاعات برای استان البرز، این استان با استان تهران به‌صورت یکجا در نظر گرفته شد). بدین‌منظور برای بررسی اثرات شوک‌های اقتصادی از مدل بیزین پنل‌ور[1] در نرم‌افزار متلب طی بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۷۶ بهره گرفته شد. همچنین، برای تخمین و بررسی شوک‌ها از مدل زیر استفاده می‌گردد:

$$POP_{ru,\,it} = f\,[P_{it-j},\ Gr_{it},\ Gini_{it},\ Y_{it},\ Ex_{it}] \qquad (۱)$$

به‌طوری‌که؛ i بیانگر استان موردنظر؛ POP_{ru}: نشان‌دهنده نرخ جمعیت روستایی؛ P_t: نشان‌دهنده نرخ تورم؛ Gr_t: بیانگر رشد اقتصادی؛ $Gini_t$: نشان‌دهنده ضریب جینی؛ Y_t: بیانگر درآمد خانوار وEX_t : بیانگر نرخ ارز در سال t می‌باشد. برای استخراج متغیرهای پژوهش از نظریات اقتصادی و همچنین مطالعات قبلی نظیر غفاری‌فرد و همکاران (۱۴۰۲)؛ ابریشمی و همکاران (۱۴۰۲)؛ محبی میمندی و همکاران (۱۴۰۱)؛ افقه و همکاران (۱۴۰۱)؛ سایه می‌ری و همکاران (۱۳۹۹) صفدری و همکاران(۱۳۹۷)؛ آدئوسون و پوپوگبه (۲۰۲۱)؛ لی و پارک (۲۰۲۰)؛ بوچی و همکاران (۲۰۱۹)؛ احمد و کروز، ام (۲۰۱۸)؛ دودکانلویی و همکاران (۲۰۱۸)؛ بل و همکاران (۲۰۱۵)؛ بلوم و همکاران (۲۰۱۵)؛ هارپر (۲۰۱۴)؛ لی و نقاش، جی (۲۰۱۳)؛ گلدشتاین و همکاران (۲۰۱۳)؛ هافمن و هومایر (۲۰۱۳)؛ ادول(۲۰۱۲)؛ گولینی و مورتی (۲۰۱۱) و لاتیمر و کولکارنی (۲۰۰۸)[2] بهره گرفته شد. علت استفاده از این مدل بدین خاطر بود که:

۱. با نگاهی کلی به مطالعات قبلی که در این زمینه انجام‌شده‌اند درمی‌یابیم که روش‌های مورد استفاده، اکثراً OLS، ARDL، VARساده و GMM هستند. این مدل‌ها هرچند کاربرد زیادی در اقتصاد دارند؛ اما، نااطمینانی و پویایی‌های موجود را درنظر نمی‌گیرند. مدل‌های بیزی بر خلاف مدل‌های کلاسیک، وابستگی متقابل پویا، وابستگی متقابل ایستا، ناهمگنی متقاطع در زیربخش‌ها و ناهمگنی پویا را با هم در نظر می‌گیرند و برای شرایط مختلف، براساس توابع پیشین و پسین درجه نااطمنانی متفاوتی را لحاظ می‌کنند؛ که این ویژگی‌ها باعث می‌شود مزیت بهتری نسبت به سایر مدل‌ها داشته‌باشند. علت اینکه این مدل پویایی بیشتری دارد، بدین خاطر هست که در توابع بیزی از توابع چگالی پیشین و پسین استفاده می‌شود. تابع چگالی پسین در مدل پنل‌ور بیزی از حاصل‌ضرب تابع چگالی پیشین (که مشروط به باورهای محقق و شرایط مختلف جامعه آماری هست) در تابع راست‌نمایی به‌دست می‌آید. بنابراین، رویکرد بیزی به‌دلیل استفاده از توزیع پسین در مرحله برآورد، دقت بالایی دارد و نسبت به رویکرد کلاسیک جامع‌تر و انعطاف‌پذیرتر است. در بسیاری از روش‌های برآورد کلاسیک برای مثال حداکثر درست‌نمایی بر اساس فرض نرمال بودن مجانبی استنباط انجام می‌گیرد. استنباط بیزی یک تفسیر شهودی و واضح‌تری از نتایج بر اساس احتمالات فراهم می‌کند (برگر و ولپرت، ۱۹۹۸؛ دیپ و همکاران، ۲۰۱۶؛ کوپ، ۲۰۰۳)[3]. این عوامل باعث می‌شود که مدل‌های پنل‌ور بیزی نسبت به مدل‌های دیگر از پویایی بیشتری برخوردار باشد.

---

1 . Bayesian Panel VAR

2 . Adeosun and Popogbe (2021); Le and Park (2020); Bucci et al (2019); Ahmed and Cruz, M (2018); Dudkanlui et al. (2018); Bell et al (2015); Bloom et al (2015); Harper (2014); Lee and Painter, G. (2013); Goldstein et al (2013); Hofmann and Hohmeyer (2013); Adewole (2012); Golini and Moretti (2011) and Latimer and Kulkarni (2008).

3 . Berger & Wolpert, 1998؛ Koop, 2003

۲. با توجه به اینکه داده‌های مورد بررسی این پژوهش به‌صورت پنلی و استانی هستند، در سایر تخمین‌ها برای اینکه اثر هر متغیر مستقل را روی متغیر وابسته آن استان تحلیل کنیم، نیاز است برای هر استان جداگانه تخمینی انجام شود. اما در مدل پنل‌ور بیزی، با تشکیل ماتریس و درنظر گرفتن شرایط همه استان‌ها با هم، اقدام به تخمین مدل به‌صورت کلی و جدا برای هرکدام از استان‌ها می‌کند. تشکیل ماتریسی متشکل از همه استان‌ها و درنظر گرفتن شرایط سایر استان‌ها در هنگام تخمین مدل، باعث می‌شود نتایج به واقعیت نزدیک‌تر باشد. در واقع، در این مدل نه‌تنها اثر متقابل بین متغیرها که در مدل‌های ساده VAR در نظر گرفته‌می‌شود را لحاظ می‌کند، بلکه اثرات متقابل بین مقاطع با یکدیگر را نیز به مدل اضافه می‌کند (کانوا و سیکارلی[1]، ۲۰۱۳). مدل خود رگرسیون برداری نامقید با n معادله و ۲ دوره وقفه که به‌شکل VAR (p) مشخص می‌گردد را می‌توان آن را به‌شکل زیر نوشت:

$$y_t' = z_t' c + \Sigma_{j=1}^{p} y_{t-j}' A_j + \varepsilon_t' ; ; t = 1, \ldots, T \qquad (۲)$$

که در آن y_t بردار $n\times1$ شامل متغیرهای وابسته (نرخ تورم کشور ایران و افغانستان) بوده، Z_t بردار $h\times1$ اجزای ثابت و متغیرهای برونزا، C و A_j به‌ترتیب ماتریس $h\times n$ و $n\times n$ ضرایب مدل و ε_t بردار اجزای خطاست به‌صورتی که $\varepsilon_t \overset{iid}{\sim} N_n(0,\Sigma)$ فرض شده‌است. ماتریس با تعریف بردار $x_t' = (z_t', y_{t-1}', \ldots, y_{t-p}')$ می‌توان مدل ارائه شده در معادله ۱ را به‌شکل زیر تغییر داد:

$$Y = XA + \varepsilon \qquad (۳)$$

به‌طوری‌که

$$Y = \begin{pmatrix} y_1' \\ \vdots \\ y_t' \end{pmatrix}, X = \begin{pmatrix} x_1' \\ \vdots \\ x_t' \end{pmatrix}, A = \begin{pmatrix} C \\ A_1 \\ \vdots \\ A_p \end{pmatrix}, \varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1' \\ \vdots \\ \varepsilon_t' \end{pmatrix} \qquad (۴)$$

باشد. همان گونه که روشن است ماتریس به‌طوری تعریف شده‌است که ابعاد آن $T\times n$ بوده و همه T مشاهدات مربوط به هر یک از متغیرهای وابسته را در ستون‌هایی به‌صورت جدا نشان‌می‌دهد. با در نظر گرفتن $K=h+np$ به‌عنوان تعداد ضرایب موجود در هر یک از معادلات VAR، ماتریس X ابعاد $T\times K$ خواهد داشت. همچنین $\alpha=vec(A)$ یک برداری به‌شکل $nk\times1$ بوده که همه ضرایب (و اجزای ثابت) VAR را در یک بردار درنظر گرفته است. تعداد ضرایب این مدل برابر با nk می‌باشد. قیود مشخص کننده مدل VAR از طریق مقید نمودن عناصر موجود در ماتریس ضرایب (A) و ماتریس کواریانس اجزا خطا (Σ) قابل محاسبه است. مقید نمودن Σ از طریق مقید نمودن اجزای تشکیل دهنده آن امکان‌پذیر است؛ بنابراین، باید به‌دنبال مقید نمودن ماتریس بالا مثلثی که در معادله زیر درست باشد، بود:

$$\Sigma^{-1} = \Psi' \Psi \qquad (۵)$$

برای اطمینان از معین مثبت بودن ماتریس دقت (Σ^{-1}) باید فرض نماییم که $\Psi>0$ باشد. برای تخمین توابع خود رگرسیون برداری بیزی از چند توابع پیشین استفاده می‌شود. با توجه به اینکه در این پژوهش از تابع پیشین لیترمن–مینه‌سوتا استفاده می‌شود. این نوع از توابع پیشین، برای اولین بار پژوهشگران دانشگاه مینسوتا و بانک فدرال رزرو مین پولیس[2] آن را مطرح کردند. این توابع با کمک تقریب‌هایی باعث ساده شدن بسیار زیاد محاسبات می‌گردد. این تقریب‌ها جایگزینی $\widehat{\Sigma}$ به‌عنوان تخمینی از Σ را درنظر می‌گیرند و فرض می‌شود که این ماتریس یک ماتریس قطری است. بنابراین، هر یک از معادلات VAR را می‌توان به‌شکل جداگانه و با کمک روش OLS برآورد کرد (به‌طوری‌که عناصر قطر اصلی را $\hat{\sigma}_{ii} = S_i^2$ قرار

[1] . Canova & Ciccarelli
[2] . Federal Reserve Bank of Minneapolis

می‌دهد که مدل‌های OLS از واریانس جزء خطا در iامین معادله باشد). هنگامی که Σ با تقریبش جایگزین می‌گردد تنها وظیفه ما تعیین تابع اولیه برایα (بردار ضرایب مدل) می‌باشد که به‌صورت زیر در نظر گرفته‌می‌شود:

$$a \sim N(\underline{a}_{Min}, \underline{V}_{Min}) \qquad (۶)$$

تابع لیترمن–مینه‌سوتا به‌صورت اتوماتیک مقادیر $\underline{a}_{Min}$ و $\underline{V}_{Min}$ را تعیین می‌کند. روش تعیین این مقادیر در بسیاری از مطالعات تجربی عقلایی به نظر می‌رسد. فروض مربوط به واریانس پیشین در $\underline{V}_{Min}$ نمود پیدا می‌کند. تابع پیشین لیترمن–مینه‌سوتا درنظر می‌گیرد که ماتریس کواریانس پیشین، $\underline{V}_{Min}$ ، یک ماتریس قطری است. اگر بخشی از این ماتریس را که به K ضریب موجود در معادله i ام مربوط است را با $\underline{V}_i$ نشان دهیم و $\underline{V}_{i,jj}$ عناصر قطر اصلی این ماتریس باشد، آنگاه واریانس این ضرایب به‌شکل زیر خواهد بود:

$$\underline{V}_{i,jj} = \begin{cases} \dfrac{\underline{a}_1}{l^2} & \text{برای ضرایب در وقفه های خودش} \\ \dfrac{\underline{a}_2 \sigma_{ii}}{l^2 \sigma_{jj}} & \text{برای ضرایب وقفه متغیرها} \\ \underline{a}_3 \sigma_{ii} & \text{برای ضرایب روی متغیرهای برونزا} \end{cases} \qquad (۷)$$

لذا به‌جای انتخاب پیچیده تک تک عناصر $\underline{V}_{Min}$ (که حاوی $\dfrac{Kn(Kn+H)}{2}$ عنصر است) تنها باید سه مقدار اسکالر $\underline{a}_1$ ، $\underline{a}_2$ و $\underline{a}_3$ تعیین گردد. علاوه بر این همان گونه که قبلاً گفته شد، اعمال باورهای اولیه در مدل بدین‌صورت، معقول نیز به نظر می‌رسد؛ چرا که هر چه طول وقفه‌ها بالا می‌رود، میزان اطمینان محقق از صفر بودن پارامترها بیشتر می‌شود و همچنین با قرار دادن $\underline{a}_1 \succ \underline{a}_2$ پژوهشگر این باور را وارد مدل می‌کند که وقفه‌های خود متغیر از وقفه‌های سایر متغیرها در هر یک از معادلات اهمیت بیشتری دارد. تعیین دقیق این سه مقدار در هر پژوهشی می‌تواند متفاوت باشد و هر محققی ممکن است بر اساس آزمایش‌هایی مقادیر مختلفی برای آن‌ها انتخاب کند. در مورد σ_{ii} پژوهشگران غالباً آن را برابر با S_i^2 قرار می‌دهند. یکی از مزیت‌های با اهمیت تابع پیشین لیترمن–مینه‌سوتا این است که به استنباط پسین ساده‌ای منجر می‌شود که تنها شامل توزیع نرمال است. می‌توان نتیجه گرفت که توزیع پسین a به‌شکل زیر است:

$$a|y \sim N(\bar{a}_{Min}, \bar{V}_{Min}) \qquad (۸)$$

به‌طوری‌که

$$\begin{aligned} \bar{V}_{Min} &= [\underline{V}_{Min}^{-1} \underline{a}_{Min} + (\hat{\Sigma}^{-1} \otimes (X'X)')]^{-1} \\ \bar{a}_{Min} &= \bar{V}[\underline{V}_{Min}^{-1} \underline{a}_{Min} + (\hat{\Sigma}^{-1} \otimes X)' y] \end{aligned} \qquad (۹)$$

با وجود مزیت‌هایی که برای این مدل تابع پیشین وجود دارد، بعضی محدودیت‌ها در این نوع از توابع پیشین باعث شده‌است که پژوهشگران در مطالعات خود از سایر توابع پیشین نیز بهره ببرند. یکی از مهم‌ترین ضعف‌های توابع پیشین لیترمن–مینه‌سوتا این است که از یک تخمین ساده برای Σ (ماتریس حاوی واریانس اجزای خطا در سیستم VAR) بهره می‌برد. این درحالیست که احتمال دارد برخی بخواهند این پارامتر ناشناخته باقیمانده، مانند سایر پارامترها در اسلوب بیزین برآورد شود. بدین جهت باید به توابع پیشین توأمان طبیعی مراجعه کرد.

۴-یافته‌ها و تحلیل داده

۴-۱. آزمون ریشه واحد

پیش از هرگونه تخمینی باید از عدم کاذب بودن رگرسیون‌های برآوردی اطمینان حاصل شود. این اطمینان زمانی به وجود می‌آید که ثابت شود متغیرهای مدل موردنظر مانا هستند. به‌عبارتی، احتمال تغییر تابع توزیع متغیرها در طول زمان، لزوم بررسی این تابع را در تحلیل‌های مختلف ضروری می‌سازد. بر این اساس نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد در جدول زیر قابل مشاهده‌است.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	سطح آزمون	کای دو فیشر-PP		دیکی‌فولر تعمیم‌یافته		ایم، پسران و شین		لوین، لین و چات	
		آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
POP_{ru}	Level	۲۰/۸۶	۱/۰۰	۳۰/۰۶	۱/۰۰	۲/۳۲	۰/۹۹	۶/۲۸	۱/۰۰
	D(-1)[1]	۹۷/۷۶	۰/۰۰	۱۲۰/۴۵	۰/۰۰	-۵/۰۴	۰/۰۰	-۵/۸۸	۰/۰۰
P	Level	۹۲/۲۰	۰/۰۰	۵۶/۹۴	۰/۵۹	۰/۰۸	۰/۵۳	۲/۵۸	۱/۰۰
	D(-1)	۹۵۰/۵۸	۰/۰۰	۲۴۹/۸۱	۰/۰۰	-۱۲/۱۵	۰/۰۰	-۶/۴۶	۰/۰۰
Gr	Level	۳۸۳/۹۵	۰/۰۰	۲۸۰/۶۱	۰/۰۰	-۱۳/۱۹	۰/۰۰	-۱۶/۱۱	۰/۰۰
	D(-1)	۵۵۲/۶۲	۰/۰۰	۶۲۸/۰۱	۰/۰۰	-۲۷/۵۳	۰/۰۰	-۲۶/۴۲	۰/۰۰
Gini	Level	۵۷/۳۳	۰/۵۷	۳۶/۷۴	۰/۹۹	۰/۹۲	۰/۸۲	-۰/۶۸	۰/۲۵
	D(-1)	۶۲۲/۷۷	۰/۰۰	۳۲۵/۹۳	۰/۰۰	-۱۴/۹۵	۰/۰۰	-۹/۶۳	۰/۰۰
Y	Level	۵۲۲/۵۹	۰/۰۰	۲۷۰/۴۲	۰/۰۰	-۱۲/۶۲	۰/۰۰	-۷/۵۰	۰/۰۰
	D(-1)	۷۵۵/۲۴	۰/۰۰	۵۳۰/۳۴	۰/۰۰	-۲۴/۰۲	۰/۰۰	-۱۵/۲۴	۰/۰۰
Ex	Level	۵۴/۲۵	۰/۶۸	۶۳/۷۰	۰/۳۵	-۰/۲۶	۰/۴۰	۲/۴۰	۰/۹۹
	D(-1)	۱۲۹۶/۴	۰/۰۰	۲۵۸/۳۸	۰/۰۰	-۱۲/۵۳	۰/۰۰	-۷/۰۳	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

همان طور که از جدول بالا مشخص است، از بین متغیرهای مورد بررسی متغیرهای درآمد خانوار و رشد اقتصادی در سطح مانا هستند و سایر متغیرها با یکبار تفاضل گیری مانا می‌شوند.

۴-۲. آزمون هم‌انباشتگی

آزمون هم‌انباشتگی به‌هنگام استفاده از داده‌های پانل اکثراً با استفاده از روش پدرونی[2] استفاده می‌شود. همچنین کائو[3] آزمون هم‌جمعی تعمیم‌یافته دیکی‌فولر را با فرض اینکه بردارهای هم‌جمعی در هر مقطع همگن باشند، ارائه می‌نماید. فرضیه صفر این دو آزمون بیانگر عدم‌وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها می‌باشد. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی و همچنین آزمون کائو به‌صورت زیر می‌باشد.

[1] . با یکبار تفاضل‌گیری

[2] . Pedroni

[3] . kao

جدول ۲- نتایج آزمون پدرونی

گروهی‌درون				بین گروهی			
آزمون	Statistic	Prob.	آزمون	Statistic	Prob.	آزمون	Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	-۸/۶۰۰	۰/۰۰۰	Group rho-Statistic	-۹/۱۷۶	۰/۰۰۰	Group rho-Statistic	-۱۲/۷۸۳	۰/۰۰۰
Panel rho-Statistic	-۳/۶۴۲	۰/۰۰۰	Group PP-Statistic	-۴/۸۳۱	۰/۰۰۰	Group PP-Statistic	-۱۶/۵۹۳	۰/۰۰۰
Panel PP-Statistic	-۱۱/۳۹۹	۰/۰۰۰	Group ADF-Statistic	-۸/۸۵۸	۰/۰۰۰	Group ADF-Statistic	-۴/۳۲۷	۰/۰۰۰
Panel ADF-Statistic	-۳/۵۱۶	۰/۰۰۰	فرضیه صفر: عدم وجود هم انباشتگی	-۳/۹۵۹	۰/۰۰۰			

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول بالا، وجود رابطه هم‌انباشتگی قوی بین متغیرها، برقرار است. همچنین براساس آزمون کائو، با توجه به رد فرضیه صفر مبنی بر عدم‌وجود رابطه هم‌انباشتگی، می‌توان وجود رابطه بلندمدت بین این متغیرها را اثبات کرد.

جدول ۳-نتایج آزمون کائو

آزمون	مقدار احتمال	مقدار آماره
یافته‌فولر تعمیم‌دیکی	۰/۰۰۰۰	-۴/۱۵۰۶۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۳. تعیین وقفه بهینه

ابتدا می‌بایست تعداد وقفه بهینه مدل خود رگرسیون برداری بیزین برای برآورد تعیین شود. به‌منظور تعیین وقفه‌های بهینه در برآورد الگو از معیار اطلاعات شوارتز استفاده شده‌است. زیرا معیار شوارتز برای داده‌های با حجم نمونه کمتر از ۱۰۰ داده دقیق‌ترین معیار اطلاعاتی است. مقدار معیار اطلاعات شوارتز با توجه به جدول زیر در وقفه دوم خود به حداقل مقدار می‌رسد. بنابراین، وقفه بهینه الگو با دو در نظر گرفته شد.

جدول ۴- تعیین وقفه بهینه

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۸۵۷/۰۶۵	NA	۰/۰۶۲۰۴۷	۵/۷۳۳۷۶۸	۵/۷۷۰۸۰۶	۵/۷۴۸۵۹۱
۱	-۲۰۲/۹۴۶	۱۲۹۰/۷۹۶	۰/۰۰۰۸۴۱	۱/۴۳۲۹۷	۱/۵۸۱۱۲۲	۱/۴۹۲۲۶۱
۲	-۱۲۰/۳۱	۱۶۱/۴۱۴۶*	۰/۰۰۰۵۱۵*	۰/۹۴۲۰۶۷*	۱/۲۰۱۳۳۲*	۱/۰۴۵۸۲۵*

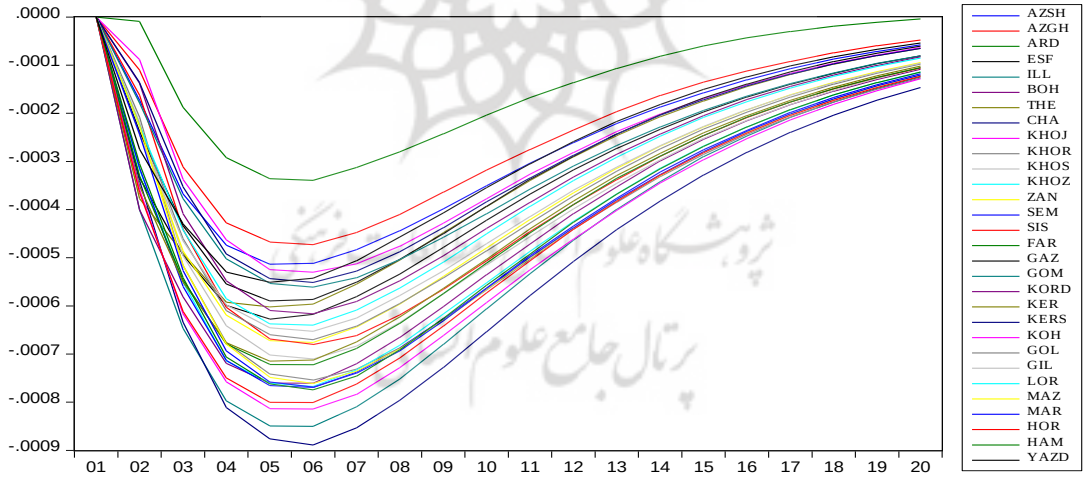
منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۴. نتایج توابع واکنش ضربه‌ای

در واقع، تابع واکنش ضربه‌ای مسیر زمانی آثار شوک‌های سایر متغیرها در مدل خود رگرسیون برداری بیزین را بر یک متغیر خاص ردیابی می‌کند. به‌عبارت دیگر، این تکنیک به‌گونه‌ای طراحی شده‌است که چگونگی پاسخ یا واکنش هر متغیر در طول زمان را در برابر شوک ایجاد شده در خودش یا شوک به وجود آمده در سایر متغیرها در سیستم معادلات را تعیین می‌کند. در ادامه به بررسی توابع واکنش ضربه‌ای هر یک از متغیرهای یادشده روی نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌ها پرداخته شده‌است.

۴-۴-۱. اثر تورم بر نرخ رشد جمعیت روستایی[۱]

با توجه به‌شکل زیر، اثر یک واحد شوک تورمی منجر به کاهش نرخ رشد جمعیت روستایی تمامی استان‌ها می‌شود. بدون شک افزایش نرخ تورم منجر به کاهش قدرت خرید افراد جامعه می‌شود و به‌مرور زمان کاهش نرخ رشد جمعیت را در پی دارد. بر اساس تحقیقات مختلف نرخ تورم می‌تواند از طریق چهار کانال بر جامعه اثر بگذارد (الهی و همکاران، ۱۳۹۳): ۱. تأثیر بر درآمد حقیقی: اگر دستمزد اسمی ثابت باشد، درآمد حقیقی با افزایش تورم کاهش پیدا می‌کنند و صاحبان درآمد ثابت که نمی‌توانند درآمد خود را متناسب با افزایش تورم تغییر دهند متضرر می‌شوند (ایسترلی و فیشر[۲]، ۲۰۰۱). ۲. تأثیر بر ارزش حقیقی پرداخت‌های انتقالی: تورم ارزش حقیقی پرداخت‌های انتقالی دولت مانند یارانه و بیمه بیکاری را کاهش می‌دهد (گالی و واندرهوون[۳]، ۲۰۰۶). ۳. تأثیر بر ارزش حقیقی دارایی پولی: با توجه به اینکه سبد دارایی افراد فقیر نسبت به افراد ثروتمندتر محدودتر و بیشتر به‌صورت پول نقد می‌باشد؛ در مواجه با تورم بیشتر در معرض کاهش قدرت خرید قرار می‌گیرند و بیشتر متضرر می‌شوند. ۴. تأثیر بر افزایش حقیقی بدهی‌های اسمی: با افزایش تورم ارزش بدهی‌ها کاهش پیدا می‌کند. بنابراین توزیع مجدد درآمد از بستانکاران به بدهکاران اتفاق می‌افتد. به‌عبارتی بدهکاران از تورم نفع می‌برند زیرا دیونی را پرداخت می‌کنند که قدرت خرید واقعی آن‌ها کاهش پیدا کرده است (رومر و رومر[۴]، ۱۹۹۸). بنابراین افزایش تورم به‌مرور زمان باعث خواهد شد که سبد خرید خانوار نسبت به دوره‌های قبل کوچک‌تر و هزینه‌ها افزایش یابد. قطعاً افزایش هزینه‌های زاد و ولد و نگهداری فرزند بر روی نرخ رشد جمعیت اثرگذار خواهد بود و آن را کاهش خواهد داد. نتایج حاصل از شوک نرخ تورم برای تمامی استان‌ها معنادار است. همچنین بیشترین اثر کاهشی ناشی از این شوک بر نرخ رشد جمعیت روستایی، به‌ترتیب برای استان‌های آذربایجان‌غربی، آذربایجان‌شرقی، یزد، خراسان‌جنوبی و کرمانشاه و کمترین اثر آن نیز برای استان‌های چهارمحال و بختیاری، ایلام، مرکزی، هرمزگان و خراسان‌رضوی می‌باشد.



شکل ۲- اثر تورم بر نرخ رشد جمعیت روستایی

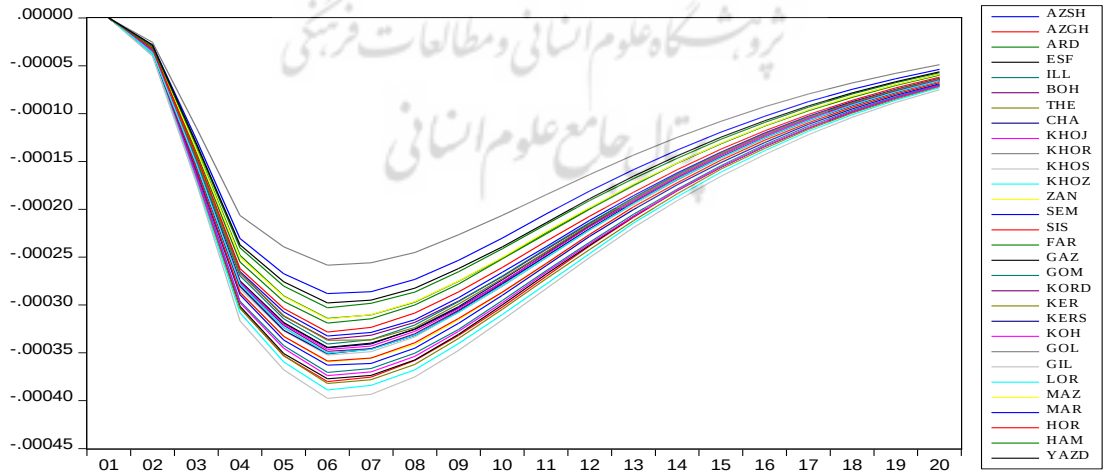
منبع: یافته‌های پژوهش

[۱] . در ادامه هر کدام از نمادهای روی نمودارها نشان‌دهنده نام استانی به این شرح هستند: (آذربایجان شرقی)azsh ; (آذربایجان غربی)azgh ; (اردبیل)ard ; (اصفهان)esf; (ایلام)ill; (بوشهر)boh; (تهران) the; (چهارمحال بختیاری)cha; (خراسان جنوبی)khoj; (خراسان رضوی)khor; (خراسان شمالی)khos; (خوزستان)khoz; (زنجان)zan; (سمنان)sem; (سیستان و بلوچستان)sis; (فارس)far; (قزوین)gaz; (قم)gom; (کردستان)kord; (کرمان)ker; (کرمانشاه)kers; (کهگیلویه و بویر احمد)koh; (گلستان)gol; (گیلان)gil; (لرستان)lor; (مازندران)maz ; (مرکزی)mar; (هرمزگان)hor; (همدان) ham و (یزد)yazd.

[2] . Easterly and Fisher
[3] . Galli and Van der Hoeven.
[4] . Romer and Romer

۴-۴-۲. اثر نرخ ارز بر نرخ رشد جمعیت روستایی

با توجه به‌شکل زیر، اثر یک واحد شوک مثبت نرخ ارز منجر به کاهش نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌ها می‌شود. با این حال اثر این متغیر به‌مرور زمان کاهش پیدا می‌کند. یکی از دلایلی که افزایش نرخ ارز باعث کاهش رشد جمعیت می‌شود، افزایش نرخ تورم در پی شوک ارزی می‌باشد. افزایش نرخ ارز از دو کانال موجب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود: نخست، کانال تقاضای ناشی از افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات صادراتی. افزایش قیمت کالاهای صادراتی و به‌عبارتی بالا بودن قیمت کالاها در مقصد خارجی منجر به انتقال کالاهای صادراتی از بازار داخلی به بازار خارجی می‌شود تا از این طریق سود بیشتری حاصل شود. در نتیجه این اتفاق و کاهش عرضه کالا در داخل کشور یک شکاف بین عرضه و تقاضا ایجاد می‌شود که در صورت نبود عرضه کافی برای تقاضای بالای داخلی، مازاد شکاف ایجاد شده (به‌شرط ثبات سایر شرایط) منجر به تورم می‌شود. همچنین افزایش نرخ ارز می‌تواند از طریق ایجاد یک سیاست پولی نیز روی تورم اثر بگذارد. در واقع افزایش نرخ ارز باعث افزایش درآمدهای نفتی گردیده‌است. از آنجا که ذخایر ارزی یکی از اقلام تعیین کننده پایه پولی می‌باشد، با بیشتر شدن ذخایر ارزی در نتیجه افزایش درآمد نفتی، نقدینگی کشور از جانب پایه پولی افزایش می‌یابد و حجم پول موجود در اقتصاد کشور نیز بیشتر می‌شود. افزایش حجم پول موجب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و انتظارات تورمی افراد می‌گردد (یاوری و همکاران، ۱۳۸۳). دوم؛ کانال عرضه، کاهش ارزش پول موجب گران شدن کالاهای وارداتی (واسطه‌ای و سرمایه‌ای) می‌شود، که با توجه به وابستگی نهادهای بخش‌ها مختلف تولیدی به این قبیل کالاها، منجر به تورم می‌شود. در واقع، با افزایش هزینه تولید به‌دنبال افزایش قیمت کالاهای وارداتی، روی قیمت کالاهای تولیدی داخلی نیز اثر گذاشته و قیمت آن‌ها را افزایش می‌دهد. البته کاهش ارزش پول ملی بر افزایش قیمت کالاهای مصرفی نیز اثر مستقیم برجا می‌گذارد (طاهری فرد و همکاران، ۱۳۹۴؛ مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۳۸۲). بنابراین شوک نرخ ارز می‌تواند منجر به افزایش نرخ تورم نیز شود و نرخ رشد جمعیت روستایی را کاهش دهد. نتایج حاصل از شوک نرخ ارز برای تمامی استان‌ها معنادار است. همچنین بیشترین اثر کاهشی ناشی از این شوک بر نرخ جمعیت روستایی، به‌ترتیب برای استان‌های گلستان، مرکزی، یزد، همدان و مازندران و کمترین اثر آن نیز برای استان‌های گیلان، خوزستان، تهران، آذربایجان‌غربی و اصفهان بوده است.

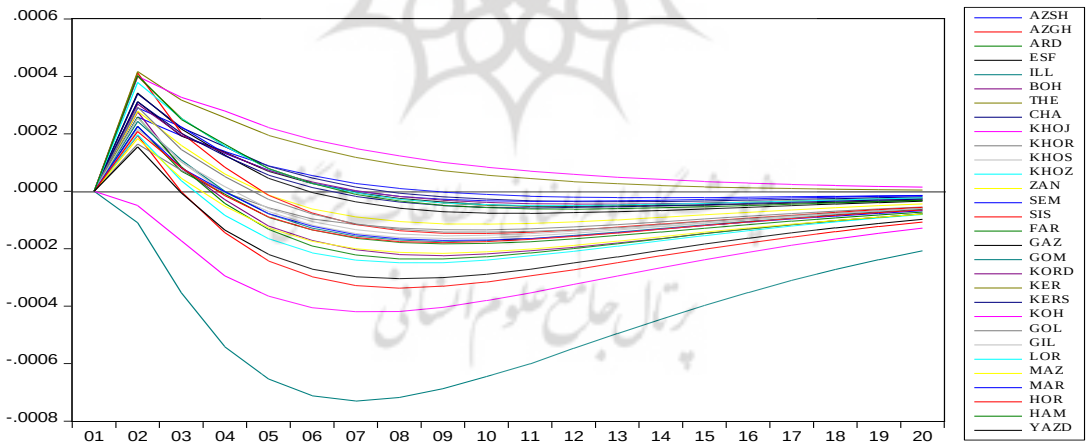


شکل ۳- اثر نرخ ارز بر نرخ رشد جمعیت روستایی

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۴-۳. اثر رشد اقتصادی بر نرخ رشد جمعیت روستایی

بر اساس شکل زیر اثر یک واحد شوک مثبت رشد اقتصادی بر روی نرخ رشد جمعیت روستایی برای اکثر استان‌ها در ابتدا مثبت می‌باشد اما به‌تدریج اثر آن منفی می‌شود. افزایش رشد اقتصادی مطمئناً باعث افزایش درآمدهای دولت می‌گردد که به‌تبع آن دولت می‌تواند از طرق مختلف از افزایش نرخ رشد جمعیت روستایی حمایت کند. اتفاقی که در دوره اول برای اکثر استان‌ها افتاده‌است را می‌توان به همین موضوع نسبت داد. اما با گذشت زمان و افزایش سرمایه‌گذاری بیشتر دولت در شهرها نسبت به روستاها، روستاییان به‌منظور استفاده از امکانات بیشتر و بهبود رفاه خانواده‌هایشان اقدام به مهاجرت از روستا به شهر می‌نمایند (قنبری جهرمی و همکاران، ۱۴۰۳؛ شایان و همکاران، ۱۴۰۱). در حقیقت وجود امکانات محدودتر آموزشی، بهداشتی، زیرساختی، رفاهی و غیره، تمایل به مهاجرت را در روستانشینان افزایش می‌دهد و همین موضوع منجر به افزایش مهاجرت از روستا به شهر و کاهش نرخ رشد جمعیت روستایی می‌گردد. بنابراین، اثر این متغیر در کوتاه مدت می‌تواند منجر به افزایش نرخ رشد جمعیت روستایی شود اما در بلندمدت به‌دلیل افزایش مهاجرت از روستا به شهر، نرخ رشد جمعیت روستایی را در برخی استان‌ها کاهش می‌دهد. همچنین، اثر این شوک با گذشت زمان کاهش پیدا می‌کند و برای اکثر استان‌ها پس از ۲۰ دوره از بین می‌رود. نتایج حاصل از شوک رشد اقتصادی برای تمامی استان‌ها معنادار است. در بین استان‌های کشور، نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌های ایلام و خراسان‌جنوبی (بیشترین اثر منفی نسبت به بقیه استان‌ها) از همان ابتدا اثر منفی را از رشد اقتصادی دریافت کرده‌اند. اثر این متغیر بر نرخ رشد جمعیت استان‌های کهگیلویه و بویر احمد و کرمان نیز در کلیه دوره‌ها مثبت به‌دست آمد (بیشترین اثر مثبت نسبت به بقیه استان‌ها). اما برای سایر استان‌ها ابتدا اثر این متغیر مثبت و سپس منفی حاصل شد. در بین سایر استان‌ها، نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌های آذربایجان‌غربی، یزد، خوزستان، فارس و بوشهر بیشترین تأثیر و آذربایجان‌شرقی و چهارمحال بختیاری، سمنان، کردستان و لرستان کمترین اثر را از رشد اقتصادی پذیرفته‌اند.



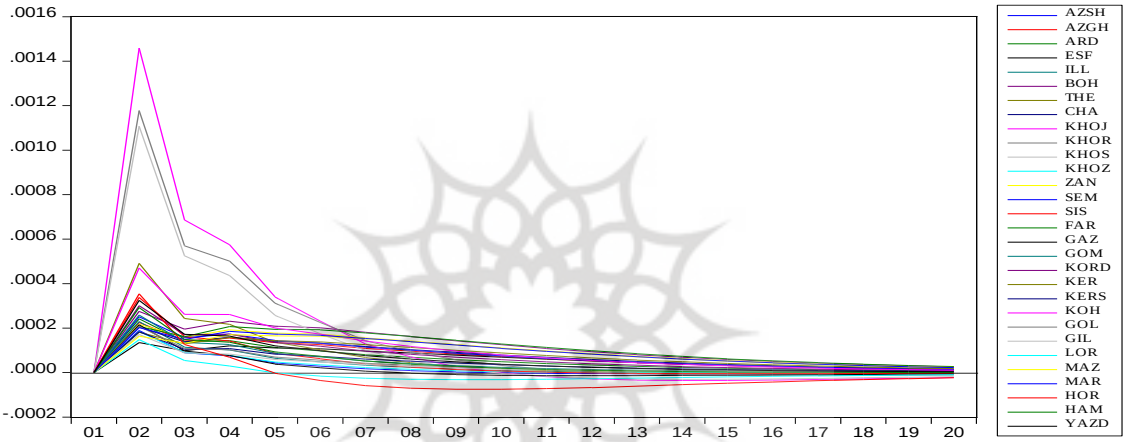
شکل ۴- اثر رشد اقتصادی بر نرخ رشد جمعیت روستایی

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۴-۴. اثر درآمد خانوار بر نرخ رشد جمعیت روستایی

همان طور که از شکل زیر مشخص است افزایش درآمد خانوار در ابتدا برای تمامی استان‌ها منجر به افزایش نرخ رشد جمعیت روستایی می‌شود اما به‌مرور زمان این اثر کاهش پیدا می‌کند و حتی برای برخی از استان‌ها منفی هم می‌شود که بیانگر کاهش نرخ رشد جمعیت روستایی می‌باشد. در حقیقت زمانی که درآمد خانوار افزایش پیدا کند این امکان برای خانوارها فراهم خواهد شد تا فرزند بیشتری داشته‌باشند. اما افزایش درآمد می‌تواند تمایل خانوارها را برای مهاجرت از روستا

به شهر به‌منظور استفاده از امکانات و خدمات رفاهی بیشتر نظیر آموزش بهتر، مراقبت‌های بهداشتی مناسب‌تر و غیره افزایش دهد (نوروززاده، ۱۴۰۱). لذا اثر این متغیر نیز مانند رشد اقتصادی، در کوتاه مدت می‌تواند منجر به افزایش نرخ رشد جمعیت روستایی شود اما در بلندمدت به‌دلیل افزایش مهاجرت افراد از روستا به شهر، نرخ رشد جمعیت روستایی را در برخی استان‌ها کاهش می‌دهد. نتایج حاصل از شوک رشد اقتصادی برای تمامی استان‌ها معنادار است. در بین استان‌های کشور نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌های فارس، بوشهر، زنجان، مرکزی و مازندران بیشترین تأثیر را از این متغیر دریافت کرده‌اند (البته در دوره اول خراسان‌جنوبی، خراسان‌رضوی و خراسان‌شمالی بیشترین تأثیر را دریافت می‌کنند اما از دوره سوم مقدار این اثر کاهش می‌یابد. به طوریکه از دوره ششم به‌بعد از سایر استان‌ها کمتر می‌شود). اثر این متغیر برای استان‌های هرمزگان، لرستان، خراسان‌جنوبی و خراسان‌شمالی و تعدادی از استان‌ها دیگر بعد از چند دوره منفی می‌شود. همچنین، کمترین اثر درآمد خانوار بر نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌های قزوین، آذربایجان‌شرقی، خوزستان، گیلان و گلستان حاصل شد.

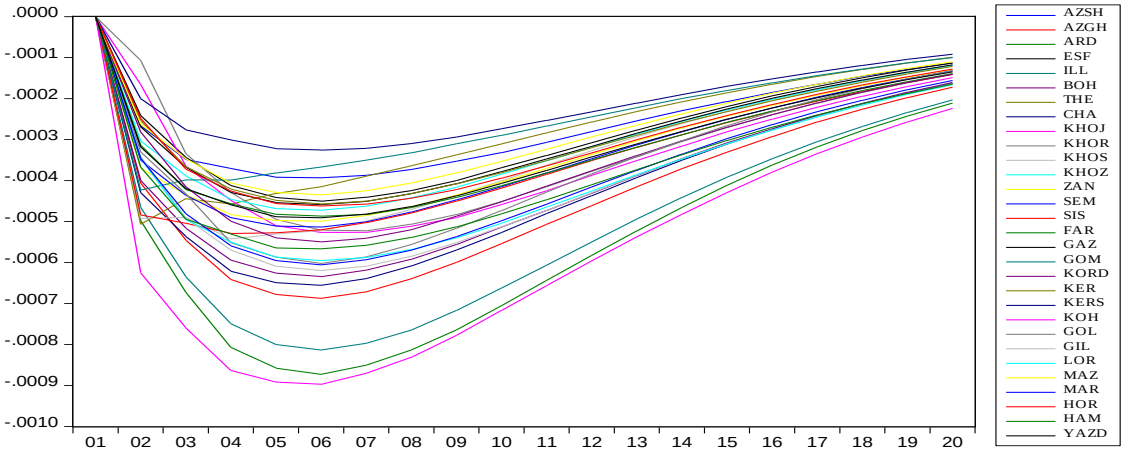


شکل ۵- اثر درآمد خانوار بر نرخ رشد جمعیت روستایی

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۴-۵. اثر ضریب جینی بر نرخ رشد جمعیت روستایی

بر اساس شکل زیر افزایش در ضریب جینی و نابرابری در جامعه که به‌نوعی بیانگر فاصله طبقاتی نیز می‌باشد باعث کاهش نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌ها می‌شود. بدون شک اکثریت روستانشینان از اقشار با درآمد متوسط به پایین و شاغل در بخش کشاورزی و دامداری هستند که نوسانات اقتصادی و شرایط محیطی مانند خشک‌سالی می‌تواند به درآمدهای آنان آسیب بسیار زیادی وارد کند (اتفاقی که در دهه اخیر نیز افتاده‌است) (اخگری و قاسمیان مقدم، ۱۴۰۲). به‌عبارت دیگر، منابع درآمدی روستاییان نسبت به بخش شهری از آسیب‌پذیری بیشتری در برابر نوسانات اقتصادی برخوردارند. لذا افزایش نابرابری درآمدی می‌تواند تمایل روستاییان را به فرزندآوری کاهش و میل به مهاجرت را افزایش دهد و منجر به کم شدن نرخ رشد جمعیت روستایی گردد. نتایج حاصل از شوک درآمد خانوار برای تمامی استان‌ها معنادار است. همچنین بیشترین اثر کاهشی ناشی از این شوک بر نرخ رشد جمعیت روستایی، به‌ترتیب برای استان‌های کهگیلویه و بویر احمد، اردبیل، ایلام، آذربایجان‌غربی و چهارمحال بختیاری و کمترین اثر آن نیز برای استان‌های کرمانشاه، قم، تهران، آذربایجان‌شرقی و مازندران بوده است.



شکل ۶- اثر ضریب جینی بر نرخ رشد جمعیت روستایی

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۵. نتایج تجزیه واریانس

تجزیه واریانس به‌عنوان معیاری برای عملکرد پویایی قادر است به تعیین بی‌ثباتی هر متغیر در مقابل شوک وارده بر هر یک از متغیرهای دیگر بپردازد. بر این اساس در این بخش سعی می‌گردد نتیجه تجزیه واریانس متغیرهای پژوهش لحاظ شود. لازم به ذکر است با توجه به تعداد زیاد یافته‌ها تجزیه واریانس، فقط به نتایج ۳ دوره مهم (دوره اولیه (دوره ۲)، میانی (دوره ۱۰) و پایانی (دوره ۲۰)) اثرات شوک‌ها برای هر استان و هر متغیر اشاره گردید. همچنین، برای تمامی متغیرهای پژوهش، اثر تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی در دوره ۱ به‌صورت کامل توسط خود متغیر جذب شده‌است و بیشترین سهم(۱۰۰ درصد) تجزیه واریانس را به خود اختصاص می‌دهد. در ادامه به بررسی اثر تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متغیرها در قالب جدول پرداخته می‌شود.

جدول ۵- نتایج تجزیه واریانس به تفکیک استان‌ها

استان	دوره	متغیر						بیشترین و کمترین متغیر اثرگذار پس از ۲۰ دوره[۱]	
		POP_{ru}	P	Gr	Gini	Y	Ex	Max	Min
آذربایجان‌شرقی	۲	۹۷/۷۸	۰/۷۰	۰/۶۲	۰/۳۴	۰/۲۷	۰/۰۱	P	Gini
	۱۰	۸۰/۵۵	۷/۴۰	۰/۶۵	۰/۲۷	۶/۴۰	۲/۷۱		
	۲۰	۷۷/۹۴	۸/۶۱	۰/۷۲	۰/۲۷	۶/۹۲	۳/۳۰		
آذربایجان‌غربی	۲	۹۶/۳۷	۱/۹۳	۰/۴۵	۰/۵۹	۰/۱۹	۰/۰۲	P	Gini
	۱۰	۶۵/۰۲	۱۷/۴۰	۲/۹۰	۰/۷۲	۵/۹۰	۳/۸۱		
	۲۰	۵۹/۰۶	۲۰/۳۷	۴/۱۹	۰/۷۰	۶/۳۱	۴/۴۶		
اردبیل	۲	۹۹/۳۹	۰/۳۷	۰/۰۷	۰/۰۹	۰/۰۲	۰/۰۰	P	Gini
	۱۰	۸۹/۷۵	۷/۸۴	۰/۳۲	۰/۱۳	۰/۵۸	۰/۵۵		
	۲۰	۸۷/۶۳	۹/۳۰	۰/۴۶	۰/۱۳	۰/۶۷	۰/۷۱		
اصفهان	۲	۹۹/۱۷	۰/۱۵	۰/۲۹	۰/۰۵	۰/۲۷	۰/۰۰	P	Gini
	۱۰	۸۹/۲۳	۴/۹۵	۰/۳۹	۰/۱۳	۳/۴۶	۱/۱۵		
	۲۰	۸۷/۵۱	۵/۵۴	۰/۴۶	۰/۱۴	۴/۰۰	۱/۴۷		
ایلام	۲	۹۵/۴۴	۱/۲۹	۰/۷۶	۱/۲۴	۰/۷۰	۰/۰۱	P	Gr
	۱۰	۸۱/۷۱	۶/۸۶	۰/۸۸	۱/۰۳	۶/۱۱	۲/۲۲		
	۲۰	۷۹/۶۵	۷/۵۱	۰/۹۸	۱/۰۱	۶/۶۷	۲/۸۲		
بوشهر	۲	۹۹/۴۸	۰/۱۶	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۱۶	۰/۰۰	P	Gr
	۱۰	۹۱/۳۵	۴/۸۴	۰/۲۵	۰/۲۱	۲/۳۶	۰/۴۴		
	۲۰	۸۹/۹۱	۵/۴۲	۰/۳۷	۰/۲۴	۲/۸۰	۰/۵۷		

[۱] . به استثنای اثر خود متغیر

استان	دوره	متغیر							بیشترین و کمترین متغیر اثرگذار پس از ۲۰ دوره[۱]	
		POP_{ru}	P	Gr	Gini	Y	Ex	Max	Min
تهران	۲	۹۸/۵۷	۰/۶۴	۰/۰۴	۰/۱۶	۰/۴۶	۰/۰۰	P	Gini
	۱۰	۷۶/۸۰	۹/۴۸	۴/۳۵	۰/۱۴	۶/۲۶	۱/۱۴		
	۲۰	۷۲/۱۹	۱۱/۰۰	۶/۰۲	۰/۱۴	۷/۰۶	۱/۳۷		
چهارمحال بختیاری	۲	۹۹/۲۶	۰/۲۷	۰/۱۷	۰/۰۶	۰/۱۶	۰/۰۰	P	Gini
	۱۰	۸۸/۱۳	۵/۷۵	۰/۲۶	۰/۱۴	۴/۵۰	۰/۶۴		
	۲۰	۸۵/۹۷	۶/۵۴	۰/۳۰	۰/۱۵	۵/۴۴	۰/۸۳		
خراسان‌جنوبی	۲	۹۹/۸۵	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۳	۰/۰۰	۰/۰۰	P	Ex
	۱۰	۹۶/۶۲	۳/۰۸	۰/۰۵	۰/۱۲	۰/۰۷	۰/۰۳		
	۲۰	۹۶/۵۴	۳/۱۱	۰/۰۷	۰/۱۲	۰/۰۸	۰/۰۴		
خراسان‌رضوی	۲	۹۲/۲۱	۰/۱۶	۰/۲۲	۶/۳۷	۰/۲۸	۰/۰۱	Y	Gr
	۱۰	۷۵/۱۴	۷/۱۳	۰/۶۲	۵/۰۳	۸/۴۶	۱/۶۹		
	۲۰	۷۱/۷۴	۸/۶۰	۰/۸۲	۴/۷۰	۹/۹۷	۲/۱۲		
خراسان‌شمالی	۲	۹۲/۵۱	۰/۹۹	۰/۲۶	۵/۰۵	۰/۲۸	۰/۰۰	P	Gr
	۱۰	۷۸/۵۹	۷/۹۱	۰/۷۴	۳/۹۶	۷/۱۴	۱/۶۵		
	۲۰	۷۵/۷۶	۸/۸۵	۱/۰۰	۳/۸۰	۸/۵۰	۲/۱۰		
خوزستان	۲	۹۹/۰۴	۰/۳۰	۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۳۱	۰/۰۰	P	Gini
	۱۰	۸۳/۷۳	۵/۹۴	۰/۷۱	۰/۱۳	۶/۹۰	۱/۶۸		
	۲۰	۸۰/۶۰	۶/۷۷	۱/۰۷	۰/۱۴	۸/۰۶	۲/۱۴		
زنجان	۲	۹۱/۴۲	۰/۱۸	۰/۱۱	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۰۰	P	Gini
	۱۰	۸۹/۹۷	۴/۵۵	۰/۲۲	۰/۲۰	۲/۳۹	۰/۶۷		
	۲۰	۹۲/۹۷	۵/۰۴	۰/۲۸	۰/۲۳	۲/۸۶	۰/۸۷		
سمنان	۲	۹۹/۳۵	۰/۱۹	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۱۵	۰/۰۰	P	Gini
	۱۰	۸۹/۵۵	۴/۹۱	۰/۲۲	۰/۱۹	۳/۷۲	۰/۸۱		
	۲۰	۸۷/۶۹	۵/۵۲	۰/۲۶	۰/۲۰	۴/۵۳	۱/۰۴		
سیستان و بلوچستان	۲	۹۸/۶۶	۰/۵۲	۰/۳۶	۰/۲۵	۰/۰۷	۰/۰۰	P	Gini
	۱۰	۸۷/۶۱	۵/۸۹	۰/۵۶	۰/۲۶	۳/۷۱	۱/۰۴		
	۲۰	۸۵/۲۴	۶/۷۳	۰/۷۲	۰/۲۶	۴/۶۱	۱/۳۳		
فارس	۲	۹۹/۹۳	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۰	P	Gini
	۱۰	۹۶/۰۳	۳/۲۴	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۴۶	۰/۰۸		
	۲۰	۹۵/۷۵	۳/۳۳	۰/۰۸	۰/۰۵	۰/۵۵	۰/۱۱		
قزوین	۲	۹۹/۶۸	۰/۰۷	۰/۱۱	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۰	P	Gini
	۱۰	۹۳/۵۸	۳/۹۷	۰/۱۶	۰/۰۶	۱/۴۲	۰/۴۹		
	۲۰	۹۲/۷۶	۴/۳۰	۰/۱۹	۰/۰۶	۱/۶۵	۰/۶۳		
قم	۲	۹۹/۷۷	۰/۱۱	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۰	P	Gini
	۱۰	۹۵/۰۵	۳/۴۸	۰/۱۲	۰/۰۵	۰/۸۱	۰/۲۹		
	۲۰	۹۴/۵۵	۳/۶۱	۰/۱۷	۰/۰۶	۰/۹۸	۰/۳۸		
کردستان	۲	۹۹/۵۸	۰/۱۰	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۰۳	۰/۰۰	P	Gini
	۱۰	۹۲/۰۵	۴/۶۹	۰/۱۹	۰/۱۷	۱/۸۷	۰/۵۸		
	۲۰	۹۰/۷۶	۵/۲۳	۰/۲۲	۰/۱۷	۲/۲۴	۰/۷۶		
کرمان	۲	۹۹/۳۶	۰/۰۹	۰/۲۵	۰/۰۵	۰/۱۸	۰/۰۰	P	Gini
	۱۰	۹۰/۷۶	۴/۴۰	۰/۴۳	۰/۱۵	۳/۱۲	۰/۶۳		
	۲۰	۸۹/۲۷	۴/۹۰	۰/۴۴	۰/۱۷	۳/۷۱	۰/۸۳		
کرمانشاه	۲	۹۸/۹۰	۰/۲۰	۰/۵۰	۰/۱۷	۰/۱۰	۰/۰۱	P	Gini
	۱۰	۸۳/۴۴	۵/۵۴	۰/۷۴	۰/۲۹	۵/۹۱	۲/۵۲		
	۲۰	۸۰/۵۸	۶/۳۸	۰/۸۷	۰/۳۰	۶/۸۹	۳/۲۱		
کهگیلویه و بویر احمد	۲	۹۷/۴۰	۱/۰۰	۰/۴۱	۰/۵۷	۰/۳۱	۰/۰۰	P	Gini
	۱۰	۷۹/۷۹	۱۰/۵۸	۰/۶۸	۰/۶۴	۵/۶۱	۰/۹۵		
	۲۰	۷۶/۲۹	۱۲/۵۸	۰/۷۳	۰/۶۲	۶/۵۵	۱/۱۹		
گلستان	۲	۹۹/۰۹	۰/۳۰	۰/۲۳	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۰۰	P	Gini
	۱۰	۸۶/۲۹	۷/۰۳	۰/۴۷	۰/۱۴	۴/۵۹	۰/۶۹		

استان	دوره	متغیر						بیشترین و کمترین متغیر اثرگذار پس از ۲۰ دوره[۱]	
		POP_{ru}	P	Gr	Gini	Y	Ex	Max	Min
	۲۰	۸۳/۵۷	۸/۱۵	۰/۶۴	۰/۱۴	۵/۵۲	۰/۸۸		
گیلان	۲	۹۹/۳۹	۰/۲۳	۰/۱۳	۰/۰۶	۰/۱۲	۰/۰۰	P	Gini
	۱۰	۸۸/۵۰	۶/۰۸	۰/۳۲	۰/۰۸	۳/۱۸	۱/۱۱		
	۲۰	۸۶/۲۴	۷/۱۱	۰/۴۳	۰/۰۸	۳/۷۴	۱/۴۲		
لرستان	۲	۹۸/۴۶	۰/۵۰	۰/۶۰	۰/۰۹	۰/۲۰	۰/۰۱	P	Gini
	۱۰	۸۰/۴۷	۹/۰۶	۰/۸۴	۰/۱۲	۵/۹۵	۱/۷۴		
	۲۰	۷۶/۶۹	۱۱/۰۴	۰/۹۵	۰/۱۳	۶/۸۶	۲/۱۸		
مازندران	۲	۹۸/۱۷	۰/۶۱	۰/۲۹	۰/۲۳	۰/۴۵	۰/۰۱	P	Gini
	۱۰	۶۸/۴۸	۸/۶۹	۱/۲۱	۰/۸۵	۱۵/۸۷	۲/۵۹		
	۲۰	۶۲/۸۰	۱۰/۱۱	۱/۸۹	۰/۹۱	۱۸/۱۷	۳/۱۵		
مرکزی	۲	۹۹/۶۸	۰/۱۲	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۰۰	P	Gini
	۱۰	۹۲/۳۱	۴/۵۶	۰/۱۵	۰/۱۳	۲/۲۳	۰/۲۹		
	۲۰	۹۱/۰۰	۵/۰۷	۰/۲۳	۰/۱۵	۲/۷۰	۰/۳۸		
هرمزگان	۲	۹۹/۰۱	۰/۱۵	۰/۱۱	۰/۳۰	۰/۳۱	۰/۰۰	P	Gini
	۱۰	۸۶/۲۸	۵/۲۲	۰/۳۶	۰/۲۹	۶/۱۱	۰/۹۷		
	۲۰	۸۳/۶۷	۶/۰۰	۰/۵۴	۰/۳۲	۷/۲۷	۱/۲۶		
همدان	۲	۹۸/۳۸	۰/۴۰	۰/۴۹	۰/۲۵	۰/۲۷	۰/۰۰	P	Gini
	۱۰	۸۳/۷۵	۷/۰۰	۰/۵۹	۰/۲۵	۶/۳۳	۰/۹۲		
	۲۰	۸۰/۸۱	۸/۳۷	۰/۶۸	۰/۲۵	۷/۴۷	۱/۱۷		
یزد	۲	۹۹/۹۹	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰	P	Gini
	۱۰	۹۶/۸۸	۳/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۰۴	۰/۰۴	۰/۰۱		
	۲۰	۹۶/۸۴	۳/۰۵	۰/۰۲	۰/۰۰۵	۰/۰۵	۰/۰۲		

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول ۵، با گذشت دوره‌ها از تأثیرگذاری متغیر نرخ رشد جمعیت روستایی به‌عنوان متغیر وابسته کاسته شده و اثرات سایر متغیرها در طول زمان روند افزایشی پیدا می‌کنند. با توجه به نتایج جدول بالا، پس از ۲۰ دوره برای تمامی استان‌ها نرخ تورم بیشترین تأثیر (به‌استثنای اثر خود متغیر) را بر روی نرخ رشد جمعیت روستایی داشته و ضریب جینی در اکثر استان‌ها دارای کمترین اثر بر این متغیر بوده است. حال در قالب جدول زیر بررسی می‌شود که کدام یک از متغیرها در کدام یک از استان‌ها بیشترین و کمترین اثر را پس از ۲۰ دوره روی نرخ رشد جمعیت روستایی به‌جای گذاشته‌اند.

جدول ۶- پنج استان برتر در بیشترین و کمترین اثرات تجزیه واریانس متغیر نرخ رشد جمعیت روستایی پس از ۲۰ دوره

اثر	POP_{ru}		P		Gr		Gini		Y		Ex	
بیشترین اثر	یزد	۹۶/۸۴	آذربایجان و	۲۰/۳۷	تهران	۶/۰۲	خراسان ر	۴/۷۰	مازندران	۱۸/۱۷	آذربایجان غ	۴/۴۶
	خراسان ج	۹۶/۵۴	کهگیلویه	۱۲/۵۸	آذربایجان و	۴/۱۹	خراسان ش	۳/۸۰	خراسان ر	۹/۹۷	آذربایجان‌ش	۳/۳۰
	فارس	۹۵/۷۵	لرستان	۱۱/۰۴	مازندران	۱/۸۹	ایلام	۱/۰۱	خراسان‌ش	۸/۵۰	کرمانشاه	۳/۲۱
	قم	۹۴/۵۵	تهران	۱۱/۰۰	خوزستان	۱/۰۷	مازندران	۰/۹۱	خوزستان	۸/۰۶	مازندران	۳/۱۵
	زنجان	۹۲/۹۷	مازندران	۱۰/۱۱	خراسان‌ش	۱/۰۰	آذربایجان و	۰/۷۰	همدان	۷/۴۷	ایلام	۲/۸۲
کمترین اثر	خراسان‌ش	۷۵/۷۶	قزوین	۴/۳۰	قزوین	۰/۱۹	گیلان	۰/۰۸	قم	۰/۹۸	مرکزی	۰/۳۸
	تهران	۷۲/۱۹	قم	۳/۶۱	قم	۰/۱۷	قزوین	۰/۰۶	اردبیل	۰/۶۷	قم	۰/۳۸
	خراسان ر	۷۱/۷۴	فارس	۳/۳۳	فارس	۰/۰۸	قم	۰/۰۶	فارس	۰/۵۵	فارس	۰/۱۱
	مازندران	۶۲/۸۰	خراسان ج	۳/۱۱	خراسان ج	۰/۰۷	فارس	۰/۰۵	خراسان ج	۰/۰۸	خراسان ج	۰/۰۴
	آذربایجان و	۵۹/۰۶	یزد	۳/۰۵	یزد	۰/۰۲	یزد	۰/۰۰۵	یزد	۰/۰۵	یزد	۰/۰۲

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول فوق، بیشترین و کمترین اثرات تجزیه واریانس بر روی نرخ رشد جمعیت روستایی از جانب خود متغیر به‌ترتیب برای استان‌های یزد(۹۶/۸۴ درصد) و آذربایجان‌غربی (۵۹/۰۶ درصد) می‌باشد. همچنین، برای متغیرهای تورم، رشد اقتصادی، ضریب جینی، مخارج دولت و نرخ ارز به‌ترتیب بیشترین اثرات تجزیه واریانس بر روی نرخ رشد جمعیت روستایی برای استان‌های آذربایجان‌غربی، تهران، خراسان‌رضوی، مازندران و آذربایجان‌غربی و کمترین اثر در تمامی متغیرها برای استان یزد می‌باشد.

۵- بحث و فرجام

این پژوهش به‌دنبال بررسی اثرات نوسانات متغیرهای اقتصادی بر نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌های کشور بود. بدین‌منظور برای بررسی شوک‌های اقتصادی از متغیرهای تورم، نرخ ارز، رشد اقتصادی، ضریب جینی و درآمد خانوار استفاده شد. همچنین، برای برآورد اثرات این متغیرها بر نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌ها از مدل بیزین پنل‌ور در نرم‌افزار متلب طی بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۷۶ بهره گرفته شد. نتایج پژوهش به شرح زیر حاصل گردید:

- اثر یک واحد شوک تورمی منجر به کاهش نرخ رشد جمعیت روستایی تمامی استان‌ها می‌شود. به‌طوری‌که بیشترین اثر کاهشی ناشی از این شوک بر نرخ رشد جمعیت روستایی، به‌ترتیب برای استان‌های آذربایجان‌غربی، آذربایجان‌شرقی، یزد، خراسان‌جنوبی و کرمانشاه و کمترین اثر آن نیز برای استان‌های چهارمحال و بختیاری، ایلام، مرکزی، هرمزگان و خراسان‌رضوی می‌باشد.
- اثر یک واحد شوک مثبت نرخ ارز منجر به کاهش نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌ها می‌شود. به‌طوری‌که بیشترین اثر کاهشی ناشی از این شوک بر نرخ جمعیت روستایی، به‌ترتیب برای استان‌های گلستان، مرکزی، یزد، همدان و مازندران و کمترین اثر آن نیز برای استان‌های گیلان، خوزستان، تهران، آذربایجان‌غربی و اصفهان بوده است.
- اثر یک واحد شوک مثبت رشد اقتصادی بر روی نرخ رشد جمعیت روستایی برای اکثر استان‌ها در ابتدا مثبت می‌باشد اما با گذشت زمان اثر آن منفی می‌شود. به‌طوری‌که در بین استان‌های کشور، نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌های ایلام و خراسان‌جنوبی (بیشترین اثر منفی نسبت به بقیه استان‌ها) از همان ابتدا اثر منفی را از رشد اقتصادی دریافت کرده‌اند. اثر این متغیر بر نرخ رشد جمعیت استان‌های کهگیلویه و بویر احمد و کرمان نیز در کلیه دوره‌ها مثبت به‌دست آمد (بیشترین اثر مثبت نسبت به بقیه استان‌ها). اما برای سایر استان‌ها ابتدا اثر این متغیر مثبت و سپس منفی حاصل شد. در بین سایر استان‌ها، نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌های آذربایجان‌غربی، یزد، خوزستان، فارس و بوشهر بیشترین تأثیر و آذربایجان‌شرقی و چهارمحال بختیاری، سمنان، کردستان و لرستان کمترین اثر را از رشد اقتصادی پذیرفته‌اند.
- افزایش درآمد خانوار در ابتدا برای تمامی استان‌ها منجر به افزایش نرخ رشد جمعیت روستایی می‌شود اما به‌مرور زمان این اثر کاهش پیدا می‌کند و حتی برای برخی از استان‌ها منفی هم می‌شود. به‌طوری‌که در بین استان‌های کشور نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌های فارس، بوشهر، زنجان، مرکزی و مازندران بیشترین تأثیر را از این متغیر دریافت کرده‌اند. اثر این متغیر برای استان‌های هرمزگان، لرستان، خراسان‌جنوبی و خراسان‌شمالی و تعدادی از استان‌ها دیگر بعد از چند دوره منفی می‌شود. همچنین، کمترین اثر درآمد خانوار بر نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌های قزوین، آذربایجان‌شرقی، خوزستان، گیلان و گلستان حاصل شد.
- افزایش در ضریب جینی باعث کاهش نرخ رشد جمعیت روستایی استان‌ها می‌شود. به‌طوری‌که بیشترین اثر کاهشی ناشی از این شوک بر نرخ رشد جمعیت روستایی، به‌ترتیب برای استان‌های کهگیلویه و بویر احمد، اردبیل،

ایلام، آذربایجان‌غربی و چهارمحال بختیاری و کمترین اثر آن نیز برای استان‌های کرمانشاه، قم، تهران، آذربایجان‌شرقی و مازندران بوده است.

- نتایج تجزیه واریانس نشان داد که پس از ۲۰ دوره برای تمامی استان‌ها نرخ تورم بیشترین تأثیر (به‌استثنای اثر خود متغیر) را بر روی نرخ رشد جمعیت روستایی دارد و ضریب جینی در اکثر استان‌ها دارای کمترین اثر بر این متغیر بوده است.
- نتایج نشان داد که با گذشت زمان اثرات تمامی‌شوک‌ها کاهش پیدا می‌کند. همچنین نتایج برای تمامی استان‌ها معنادار حاصل شد.

همان طور که از نتایج این تحقیق مشخص است یکی از عوامل اصلی اثرگذار بر نرخ رشد جمعیت، عوامل اقتصادی می‌باشند. با توجه به محدودیت منابع درآمدی کشور و وجود تحریم‌های بین‌المللی که دسترسی دولت به ارزهای قوی مانند دلار و یورو را به‌شدت محدود کرده است و منجر به نوسانات متغیرهای کلیدی اقتصاد مانند نرخ ارز، تورم، درآمدهای دولت و غیره گردیده‌است، لازم است دیپلماسی سازنده در دستور کار قرار گیرد تا از این طریق بتوان نوسانات متغیرهای اقتصادی و شوک‌های ناشی از آن‌ها را تا حدی کنترل کرد. نکته قابل تاملی دیگری که در خصوص اثرگذاری شوک‌ها وجود دارد؛ بحث اثرپذیری یک شوک از سایر شوک‌ها هست. مسلماً کاهش رشد اقتصادی باعث تغییرات در درآمدهای دولت شده که به‌تبع آن سایر متغیرها را مانند واردات، تورم، ذخایر ارزی و مخارج عمومی و غیره تغییر می‌دهد و پیامدهای ناگواری را برای کشور و استان‌ها به‌همراه دارد. بنابراین لازم است شرایطی فراهم گردد تا ثبات اقتصادی بر کشور حاکم شود و نرخ رشد جمعیت روستایی آسیب کمتری ببینند. علاوه بر این، نتایج نشان داد که ضریب جینی اثر منفی بر نرخ رشد جمعیت روستاییان دارد. با توجه به اهمیت بالای بخش کشاورزی و جلوگیری از مهاجرت روستاییان به شهر لازم است دولت اقداماتی را در جهت حمایت از روستانشینان انجام دهد.

۶- منابع

ابریشمی، حمید، برخورداری، سجاد، جدیدزاده، علی و عبدی، مائده. (۱۴۰۲). اثر متغیرهای جمعیت‌شناختی بر پویایی درآمد خالص خانوارهای شهری و روستایی. *پژوهش‌های برنامه و توسعه، ۴(۱)*، ۶۷-۹۹. https://doi.org/10.22034/pbr.2023.363360.1275

اخگری, مهدی و قاسمیان مقدم, علیرضا . (۱۴۰۲). اولویت بندی عوامل موثر بر تاب آوری اقتصادی خانوارهای روستایی در برابر خشکسالی (مورد مطالعه: بخش دستگردان شهرستان طبس). *روستا و توسعه پایدار فضا*، ۴(۲)، ۱۱۲-۱۲۹. doi: 10.22077/vssd.2023.5530.1121

اسنودان، برایان، هوارد، آر. وین .(۱۴۰۱) *اقتصاد کلان جدید (منشأ، سیر تحول و وضعیت فعلی)* (منشور خلیلی عراقی و علی سوری، مترجمان). انتشارات سمت. ISBN: ۹۷۸۹۶۴۵۳۰۸۷۹۵ .

افقه، سید مرتضی، منصوری، سید امین، ملتفت، حسین و بهاروند، پرستو. (۱۴۰۱). بررسی اثر تغییرات جمعیتی و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران. *اقتصاد باثبات، ۳(۱)*، ۱۸۵-۱۶۱. https://doi.org/10.22111/sedj.2022.40383.1142

سایه میری، علی، نیک گفتار، لیلی، عسگری، حشمت‌الله، شایان، عبدلله. (۱۳۹۹). فراتحلیل تأثیر رشد جمعیت بر رشد اقتصادی و رفاه اجتماعی . *فصلنامه دانشگاه علوم پزشکی استان کردستان، ۲۰(۷۹)*، ۱۱۹-۱۵۲. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.17358191.1399.20.79.4.6

شایان, حمید , عرفانی, زینب و سجاسی قیداری, حمداله . (۱۴۰۰). تحلیل مقایسه‌ای مهاجرت معکوس(شهری- روستایی) ایران در مقیاس استانی. *روستا و توسعه پایدار فضا*. ۲(۳)، ۱-۱۸. doi: 10.22077/vssd.2021.4791.1044

صفدری، حمید، سلیمی‌فر، مصطفی و ناجی میدانی، علی‌اکبر. (۱۳۹۷). اثر رشد جمعیت (با رویکرد اقتصاد دانش بنیان) بر نوآوری در کشورهای منتخب OECD طی دوره زمانی (۲۰۱۳ - ۱۹۹۵). در *چکیده مقالات کنفرانس ملی الگوهای نوین در مدیریت و کسب و کار با رویکرد حمایت از کارآفرینان ملی*. تهران. https://www.noormags.ir/view/en/articlepage/1809540

طاهری‌فرد، علی، قدیری‌نژادیان، محمد حمزه، کریمی‌بیرانوند، محمود و فروغی‌زاده، یاسین. (۱۳۹۴). اثر افزایش نرخ ارز بر هزینه خانوار از کانال واردات (تحلیل داده ستانده) .*پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۴(۱۳)، ۲۷۲-۲۵۷. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.23222530.1394.4.13.14.1

عنابستانی, علی اکبر , قنبری, سیروس , پورجوپاری, مرضیه و خدادادی, علی . (۱۴۰۱). ارزیابی تاثیر سیاست‌های جمعیتی دولت بر پایداری سکونتگاه‌های روستایی (مطالعه موردی: شهرستان کرمان) .*روستا و توسعه پایدار فضا*،۳(۲)، ۱-۲۴. doi: 10.22077/vssd.2022.5182.1093

غفاری‌فرد، محمد، رضایی، حسین، یوسفزی، داود. (۱۴۰۲). مدل‌سازی تأثیر میزان رشد جمعیت بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران (رویکرد پویایی سیستمی). *جمعیت* ۲۸ ,(۱۱۷ و ۱۱۸), ۷۱–۹۵. https://ensani.ir/fa/article/540756

فاطمی زردان، یعقوب، فطرس، محمدحسن، سپهردوست، حمید و خضری، محسن .(۱۴۰۰) .*تأثیرات تکانه‌های کلان اقتصادی بر مطلوبیت و متوسط مخارج سالانه خانوار در استان‌های ایران* (رساله دکتری تخصصی). دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا همدان.

قنبری جهرمی, محمدحسین , استکی, جواد و نظری, حمید . (۱۴۰۳). مطالعه علل و پیامدهای روند مهاجرت منطقه ای به استان اصفهان با استفاده از نظریه زمینه ای .*روستا و توسعه پایدار فضا*, ۵(۴)، ۱۱۴-۹۳.doi: 10.22077/vssd.2024.7371.1236

محبی میمندی، مهیار، کوششی، مجید و سوری، علی. (۱۴۰۱). رشد جمعیت، تغییر ساختار سنی و پیامدهای اقتصادی آن در ایران: تجزیه و تحلیل سهم گروه‌های سنی .*نامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران*،۱۷(۳۴)، ۳۴۶-۳۰۹. https://doi.org/10.22034/jpai.2023.563001.1253

الهی، ناصر، نجارزاده، ابوالفضل و عسگری، مهدی. (۱۳۹۳). ارزیابی ماندگاری تورم در ایران. *برنامه‌ریزی و بودجه*. ۱۹(۳)، ۶۸–۴۷. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22519092.1393.19.3.8.6

References

Abrishami, H., Barkhordari, S., Jadidzadeh, A., & Abdi, M. (2023). The effect of demographic variables on dynamic net income in urban and rural households. *Program and Development Research, 4* (1), 67–99. https://doi.org/10.22034/pbr.2023.363360.1275 (In Persian)

Afghah, M., Mansouri, S. A., Moltafet, H., & Baharvand, P. (2022). Investigating the effect of demographic changes and human capital on economic growth in Iran. *Stable Economy Journal, 3* (1), 161–185. https://doi.org/10.22111/sedj.2022.40383.1142 (In Persian)

Akhgari, M., & Ghasemian Moghaddam, A. (2023). Prioritization of the effective factors on increasing the economic resilience of rural households against drought (Study case: Dastgerdan section of Tabas county). *Village and Space Sustainable Development, 4* (2), 112–129. https://doi.org/10.22077/vssd.2023.5530.1121 (In Persian)

Anabestani, A., Ghanbari, S., Poujoupari, M., & Khodadadi, A. (2022). Evaluating the Effect of Government Population Policies on the Stability of Rural Settlements (Case Study: Kerman County). *Village and Space Sustainable Development, 3* (2), 1–24. https://doi.org/10.22077/vssd.2022.5182.1093 (In Persian)

Dudkanlui, D., et al. (2018). The impact of population age structure and savings rates on Iran's economic growth: A few regression functions. *Applied Economics, 8* (27). https://doi.org/10.22059/jte.2013.35174 (In Persian)

Elahi, N., Najarzadeh, A., & Asgari, M. (2014). Investigating the inflation persistence in Iran. *Journal of Planning and Budgeting, 19* (3), 47–68. https://doi.org/10.22059/jpbud.2013.35174 (In Persian)

Fatemi Zardan, Y., Fitras, M. H., Sepherdost, H., & Khazri, M. (2021). *Effects of macroeconomic shocks on households' utility and annual average expenditures in Iran provinces* (Unpublished doctoral dissertation). Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan. (In Persian)

Adeosun, O. T., & Popogbe, O. O. (2021). Population growth and human resource utilization nexus in Nigeria. *Journal of Humanities and Applied Social Sciences, 3* (4), 281–298. https://doi.org/10.1108/JHASS-06-2020-0088

Adewole, A. O. (2012). Effect of population on economic development in Nigeria: A quantitative assessment. *International Journal of Physical and Social Sciences, 4* (2), 47–51. https://www.indianjournals.com/ijor.aspx?target=ijor:ijpss&volume=2&issue=5&article=001

Ahmed, S. A., & Cruz, M. (2018). On the impact of demographic change on economic growth and poverty. *World Development, 105* , 95–106. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.12.018

Bell, M., Charles-Edwards, E., Ueffing, P., Stillwell, J., Kupiszewski, M., & Kupiszewska, D. (2015). Internal migration and development: Comparing migration intensities around the world. *Population and Development Review, 41* (1), 33–55. https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2015.00025.x

Bloom, D. E., Chatterji, S., Kowal, P., Lloyd-Sherlock, P., McKee, M., Rechel, B., ... & Yusuf, S. (2015). Macroeconomic implications of population ageing and selected policy responses. *The Lancet, 385* (9968), 649–657. https://doi.org/10.1016/S0140-6736(14)61464-1

Bucci, A., Eraydın, L., & Müller, M. (2019). Dilution effects, population growth and economic growth under human capital accumulation and endogenous technological change. *Journal of Macroeconomics, 62* , 103365. https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2018.08.003

Canova, F., & Ciccarelli, M. (2004). Forecasting and turning point predictions in a Bayesian panel VAR model. *Journal of Econometrics, 120* (2), 327–359. https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00216-1

Day, C., & Day, G. (2021). Aging, voters and lower-income tax: A role for pension design. *Economic Modelling, 94* , 560–569. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.02.002

Erdogan, M., & Unver, M. (2015). Determinants of foreign direct investments: Dynamic panel data evidence. *International Journal of Economics and Finance, 7* (5), 82. https://doi.org/10.1186/s13731-022-00262-z

Easterly, W., & Fischer, S. (2001). Inflation and the poor. *Journal of Money, Credit and Banking, 33* (2), 160–178.

Ghafarifard, M., Rezaei, H., & Yousafzai, D. (2022). Modeling the effect of population growth on macroeconomic variables in Iran (system dynamics approach). *Population Quarterly, 28* (117–118), 71–95. https://ensani.ir/fa/article/540756 (In Persian)

Ghanbari Jahromi, M. H., & Esteki, J. (2024). Studying the causes and consequences of regional migration to Isfahan province using grounded theory. *Village and Space Sustainable Development.* Advance online publication. https://doi.org/10.22077/vssd.2024.7371.1236 (In Persian)

Moheby Meymandi, M., Koosheshi, M., & Souri, A. (2023). Population growth, changing age structure and its economic consequences in Iran: Decomposition and analysis of the share of age groups. *Journal of Population Association of Iran, 17* (34), 309–346. https://doi.org/10.22034/jpai.2023.563001.1253 (In Persian)

Norouzzadeh, A. (2022). Factors affecting the migration of rural youth in Ardabil province by mixed methods. *Village and Space Sustainable Development, 3* (3), 83–101. https://doi.org/10.22077/vssd.2022.5196.1095 (In Persian)

Safdari, H., Salimifar, M., & Naji Maidani, A. A. (2017). The effect of population growth (with a knowledge-based economy approach) on innovation in selected OECD countries during the period (1995–2013). In *National Conference on New Models in Management and Business with the Approach to Supporting National Entrepreneurs* . Tehran. (In Persian)

Sayehmiri, A., Nekgoftar, L., Askar, H., & Shayan, A. (2021). A meta-analysis of population growth impact on economic growth. *Refah Journal, 20* (79), 119–152. https://doi.org/10.20912/rjvs.2021.20.79.4 (In Persian)

Shayan, H., Erfani, Z., & Sojasi Ghidari, H. (2021). Comparative analysis of reverse migration (urban-rural) in Iran on a provincial scale. *Village and Space Sustainable Development, 2* (3), 1–18. https://doi.org/10.22077/vssd.2021.4791.1044 (In Persian)

Taheri Fard, A., Ghadirinezhadian, M. H., Karimi, M., & Foroghizadeh, Y. (2015). The effect of rising exchange rate on the household expenditure through imports: An input-output analysis. *Journal of Applied Economics Studies in Iran, 4* (13), 257–272. https://doi.org/10.22077/jpbud.2015.14.1 (In Persian)

Snowdon, B., & Vane, H. R. (2005). *Modern macroeconomics: Its origins, development and current state* (M. Khalili Iraqi & A. Souri, Trans.). Samit Publications. ISBN: 9789645308795 (In Persian)

Gil-Alonso, F., Bayona-i-Carrasco, J., & Pujadas-i-Rúbies, I. (2016). From boom to crash: Spanish urban areas in a decade of change (2001–2011). *European Urban and Regional Studies, 23* (2), 198–216. https://doi.org/10.1177/0969776413498

Goldstein, J. R., Kreyenfeld, M., Jasilioniene, A., & Örsal, D. K. (2013). Fertility reactions to the "Great Recession" in Europe: Recent evidence from order-specific data. *Demographic Research, 29* , 85–104. https://doi.org/10.4054/DemRes.2013.29.4

Golini, A., & Moretti, E. (2011). Is immigration the answer to the aging problem in the lowest-low fertility countries? An introduction. *Genus, LXVII* (3), 31–35. https://www.jstor.org/stable/genus.67.3.31

Harper, S. (2014). Economic and social implications of aging societies. *Science, 346* (6209), 587–591. https://doi.org/10.1126/science.1254405

Hofmann, B., & Hohmeyer, K. (2013). Perceived economic uncertainty and fertility: Evidence from a labor market reform. *Journal of Marriage and Family, 75* (2), 503–521. https://doi.org/10.1111/jomf.12011

Jha, N. K., & Saritha, R. (2019). Female labour force participation (FLFP) and its significance in economic growth of India: An overview. *Research Journal of Humanities and Social Sciences, 10* (2), 270–278. https://doi.org/10.5958/2321-5828.2019.00049.4

Koop, G. M. (2003). *Bayesian econometrics* . John Wiley & Sons Inc. https://www.amazon.com/Bayesian-Econometrics-Gary-Koop/dp/0470845678

Kreyenfeld, M., Andersson, G., & Pailhé, A. (2012). Economic uncertainty and family dynamics in Europe: Introduction. *Demographic Research, 27* , 835–852. https://doi.org/10.4054/DemRes.2012.27.28

Latimer, A., & Kulkarni, K. (2008). Population and economic development: A comparative analysis of Brazil and Mexico. *Paper Presentation* . https://doi.org/10.1016/j.jum.2021.06.007

Le, D. T., & Park, H. (2020). The impact of demographic change on economic growth. *The Singapore Economic Review, 65* (02), 471–484. https://doi.org/10.1142/S0217590819500401

Lee, K. O., & Painter, G. (2013). What happens to household formation in a recession? *Journal of Urban Economics, 76* , 93–109. https://doi.org/10.1016/j.jue.2013.03.004

Li, Z., Cheng, J., & Wu, Q. (2016). Analyzing regional economic development patterns in a fast-developing province of China through geographically weighted principal component analysis. *Letters in Spatial and Resource Sciences, 9* , 233–245. https://doi.org/10.1007/s12076-015-0154-2

Lusardi, A., Schneider, D., & Tufano, P. (2015). The economic crisis and medical care use: Comparative evidence from five high-income countries. *Social Science Quarterly, 96* (1), 202–213. https://doi.org/10.1111/ssqu.12076

Nauman, E., VanLandingham, M., & Anglewicz, P. (2016). Migration, urbanization and health. In M. White & P. Rees (Eds.), *International Handbook of Migration and Population Distribution* (pp. 451–463). Springer. https://doi.org/10.1007/978-94-017-7282-2

Onwuka, E. C. (2006). Another look at the impact of Nigeria's growing population on the country's development. *African Population Studies, 21* (1). https://doi.org/10.11564/21-1-347

Reynaud, C., & Miccoli, S. (2019). Population ageing in Italy after the 2008 economic crisis: A demographic approach. *Futures, 105* , 17–26. https://doi.org/10.1016/j.futures.2018.07.011

Romer, C. D., & Romer, D. H. (1998). Monetary policy and the well-being of the poor (NBER Working Paper No. 6793). National Bureau of Economic Research. https://www.nber.org/papers/w6793

Sadigov, R. (2022). Rapid growth of the world population and its socioeconomic results. *The Scientific World Journal, 2022* . https://doi.org/10.1155/2022/8110229

Schneider, D. (2015). The great recession, fertility, and uncertainty: Evidence from the United States. *Journal of Marriage and Family, 77* (5), 1144–1156. https://doi.org/10.1111/jomf.12212

Simon, J. L. (2019). *The economics of population growth* . Princeton University Press. ISBN: 9780691656292

Todaro, M., & Smith, S. (2006). *Economic development* (9th ed.). Pearson Education. https://www.amazon.com/Economic-Development-9th-Michael-Todaro/dp/0321278887

Tragaki, A., & Bagavos, C. (2014). Male fertility in Greece: Trends and differentials by education level and employment status. *Demographic Research, 31* , 137–160. https://doi.org/10.4054/DemRes.2014.31.6

Yakubu, M. M., Akanegbu, B. N., & Jelilov, G. (2020). Labour force participation and economic growth in Nigeria. *Advances in Management and Applied Economics, 10* (1), 1–14. https://ideas.repec.org/a/spt/admaec/v10y2020i1f10_1_1.html

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی