Research Paper

Analysis of the Engel Coefficient in Iran's Provinces and Its Determinants

Amir Reza Khademi kolahloo [1], Hadi Keshavarz[2*]

10.22080/mrl.2026.30383.2208

Received:
October 28, 2025
Accepted:
May 20, 2026
Available online:
May 20, 2026

Keywords:
Engel coefficient, economic welfare, inflation, unemployment rate, sanctions
JEL Classification:
I30, I38, R20.

Abstract

The aim of this study is to examine the Engel coefficient across Iran's 31 provinces and to analyze the macroeconomic and structural factors affecting it from 2011 to 2023. The Engel coefficient, which reflects living standards, is strongly influenced by macroeconomic shocks such as inflation, unemployment, and sanctions, as well as housing costs. This study uses panel econometric methods and household income–expenditure data to analyze the coefficient separately for urban and rural areas. The results show that Tehran and Alborz provinces consistently have the lowest Engel coefficients, indicating relatively higher welfare, while Sistan and Baluchestan and Ilam provinces have the highest coefficients, reflecting lower welfare. As expected, income is negatively associated with the Engel coefficient, supporting Engel's law. However, macroeconomic factors like inflation, unemployment, and sanctions have a significant positive impact on the coefficient. Housing costs also exert a strong negative effect, meaning that households often reduce food expenditures to cover housing, which lowers the coefficient without improving welfare. To promote real and sustainable improvements in living standards, policy efforts should focus on stabilizing the macroeconomy, controlling inflation, creating sustainable employment, raising real incomes in deprived provinces, and carefully managing housing costs-especially in high-income urban areas. Such measures can help reduce regional disparities and enhance households' actual welfare.

[*]**Corresponding Author:** Hadi Keshavarz
Address: Department of Economics, School of Business and Economics, Persian Gulf University, Bushehr, Iran.
Email: hd.keshavarz@pgu.ac.ir

This work is licensed under the Creative Commons—Attribution-Non Commercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0).
© University of Mazandaran

Extended Abstract

1. Introduction

The primary objective of this study is to conduct a high-resolution, province-specific examination of the Engel Coefficient across Iran's 31 provinces, analyzing the macroeconomic and structural determinants that influenced it over the period 2011–2023. This research aims to address a critical gap in the existing literature, which has largely relied on aggregate national data, thereby obscuring significant regional heterogeneity in household welfare and the differential impact of economic shocks. Specifically, the study seeks to deconstruct the conventional interpretation of the Engel coefficient as a sole indicator of welfare by isolating and quantifying the non-welfare-improving effects stemming from macroeconomic instability (inflation, unemployment, and international sanctions) and the structural pressures exerted by rapidly increasing essential non-food expenditures, particularly housing costs. We aim to establish whether a decline in the Engel coefficient in a volatile economy necessarily signals an improvement in living standards or if it is merely a statistical artifact of forced budgetary substitution. The core theoretical goal is to adjust the interpretation of Engel's Law within a non-steady-state, shock-prone economy.

2. Method

This research employs an unbalanced Panel Data Econometric framework to model the provincial Engel Coefficient across 31 provinces over 13 years (2011-2023). The data are disaggregated into separate models for urban and rural households to capture structural differences in consumption patterns and income vulnerability. The Engel coefficient (share of food expenditure in total expenditure) serves as the dependent variable. The set of explanatory variables includes: Real Household Income to test Engel's Law; Inflation Rate, Unemployment Rate, and a Sanctions Dummy Variable to quantify macroeconomic shock transmission; Housing Expenditure Share to model structural budget pressure; and control variables such as Education and Urbanization Rate. The selection between Fixed Effects (FE) and Random Effects (RE) models is rigorously conducted using diagnostic tests, including the Hausman test, ensuring the appropriate handling of unobserved provincial heterogeneity. Data sources are the annual Household Income and Expenditure Survey published by the Statistical Center of Iran and macroeconomic indicators from the Central Bank of Iran. The use of panel data allows for both spatial and temporal analysis, providing a robust, high-granularity view of welfare dynamics.

3. Results and Discussion

The descriptive analysis confirms substantial regional welfare polarisation: Tehran and Alborz provinces exhibit the lowest Engel coefficients, while provinces like Sistan and Baluchestan and Ilam consistently show the highest, reflecting persistent, severe deprivation. Econometric results confirm that Real Income is significantly and negatively associated with the Engel coefficient, upholding Engel's Law under normal conditions. However, the analysis isolates several non-welfare-improving effects:

1. All tested macroeconomic instability variables—Inflation, Unemployment, and the Sanctions dummy—exert a statistically significant positive impact on the Engel coefficient. This finding supports the hypothesis that these shocks act as a regressive tax, forcing households to allocate a larger share of their real budget to necessary food items, thus reflecting welfare deterioration.

2. The Housing Expenditure Share is found to have a statistically significant negative effect on the Engel coefficient. This negative sign is interpreted not as a welfare improvement but as a detrimental substitution effect. Households, particularly in urban areas, are compelled to reduce their absolute and relative spending on food to meet mandatory, soaring housing costs. This results in a mechanically

lower Engel coefficient that masks a decline in food security and overall welfare due to budgetary constraints.

The sharp decline observed in the Engel coefficient during 2022–2023 is demonstrated to be primarily driven by this crowding-out pressure from housing costs rather than genuine increases in real disposable income, suggesting an interpretive flaw in using the coefficient during periods of high structural inflation in non-food essentials.

4. Conclusion

The study concludes that in the structurally volatile and shock-prone Iranian economy, the Engel Coefficient must be interpreted with extreme caution. While the fundamental relationship with income holds, its aggregate movement is severely distorted by powerful macroeconomic and structural forces. The finding of a significant positive impact of instability (inflation, unemployment, sanctions) affirms their direct negative effect on real living standards. More critically, the evidence of the housing cost crowding-out effect necessitates a theoretical refinement: a declining Engel coefficient in the presence of rapidly escalating fixed costs (like housing) may signal worsening household budget constraints and deteriorating food security, rather than improved welfare. To foster real and sustainable improvements in living standards, policy efforts must shift focus from manipulating price subsidies to stabilizing the macroeconomy, aggressively controlling structural inflation, creating sustainable employment, and implementing careful, targeted management of non-discretionary costs like housing. Specifically, policy should target raising real incomes in the most deprived provinces and ensuring that any observed reduction in Engel is income-driven, not cost-driven. This research provides a crucial methodological and interpretive tool for policymakers in developing economies facing similar structural volatilities.

Funding

There is no funding support.

Conflict of Interest Authors

The authors declared no conflict of interest.

Disclosure of AI Use

The author(s) declare that no artificial intelligence (AI) tools were used in the writing, analysis, or preparation of this manuscript.

Authors' Contribution

The author(s) declare that no artificial intelligence (AI) tools were used in the writing, analysis, or preparation of this manuscript.

Acknowledgments

The authors express their gratitude to the journal officials and referees

علمی

تحلیل ضریب انگل در استان‌های ایران و بررسی عوامل مؤثر بر آن

امیر رضا خادمی کله لو [۱]، هادی کشاورز [۲*]

10.22080/mrl.2026.30383.2208

تاریخ دریافت:
۰۶ آبان ۱۴۰۴
تاریخ پذیرش:
۳۰ اردیبهشت ۱۴۰۵
تاریخ انتشار:
۳۰ اردیبهشت ۱۴۰۵

کلیدواژه ها:
ضریب انگل، رفاه اقتصادی، تورم، نرخ بیکاری، تحریم‌ها.
طبقه‌بندی:
I30, I38, R20.

چکیده

هدف این پژوهش بررسی ضریب انگل در ۳۱ استان ایران و تحلیل عوامل کلان اقتصادی و ساختاری مؤثر بر آن در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ است. ضریب انگل، به‌عنوان شاخصی برای سنجش استاندارد زندگی، در اقتصاد ایران تحت تأثیر شدید شوک‌های کلان (تورم، بیکاری، تحریم) و فشار هزینه‌ای مسکن قرار دارد. این تحقیق با استفاده از روش اقتصادسنجی داده‌های تابلویی و داده‌های درآمد-مصرف خانوار، به تحلیل ضریب انگل در تفکیک مناطق شهری و روستایی پرداخت. یافته‌های تحقیق نشان داد که استان‌های تهران و البرز همواره پایین‌ترین ضریب انگل (بالاترین رفاه نسبی) و استان‌های سیستان و بلوچستان و ایلام بالاترین ضرایب (پایین‌ترین رفاه نسبی) را تجربه کرده‌اند. اگرچه ضریب درآمد مطابق انتظار تحقیق با ضریب انگل رابطه منفی دارد (تأیید قانون انگل)، اما عوامل کلان مانند تورم، نرخ بیکاری و تحریم‌ها دارای اثر مثبت و معنادار بر ضریب انگل هستند. سهم هزینه مسکن بر ضریب انگل اثر منفی و شدیدی دارد. این کاهش عددی ضریب انگل، نشان‌دهنده بهبود رفاه نیست، بلکه بیانگر فشار اقتصادی و جایگزینی اجباری هزینه‌های مسکن با هزینه‌های خوراکی است. برای دستیابی به بهبود پایدار، پیشنهاد می‌شود سیاست‌ها بر تثبیت اقتصاد کلان و کنترل تورم، ایجاد شغل پایدار و افزایش درآمد حقیقی در استان‌های محروم، و مدیریت هدفمند هزینه‌های مسکن (به‌ویژه در مناطق شهری پردرآمد) تمرکز کنند تا محرومیت‌های منطقه‌ای کاهش‌یافته و رفاه واقعی خانوارها ارتقا یابد.

۱ مقدمه

اقتصاد ایران در دهه‌های اخیر به‌طور مستمر در معرض شوک‌های ساختاری و نهادی بزرگ قرار داشته است. عواملی چون تورم مزمن و ساختاری، نوسانات شدید نرخ بیکاری، و به‌ویژه تشدید تحریم‌های اقتصادی بین‌المللی، مکانیسم‌های سنتی تخصیص بودجه و الگوهای مصرف خانوار را به‌شدت مختل کرده‌اند. این شوک‌ها نه‌تنها بر سطح درآمد کلان، بلکه بر توزیع درآمد و رفاه معیشتی در سطح خرد، به‌ویژه در دهک‌های کم‌درآمد و مناطق محروم، تأثیر نامتقارنی می‌گذارند. در چنین محیطی، تحلیل صرف شاخص‌های کلان مانند تولید ناخالص داخلی (GDP) قادر به تبیین دقیق آسیب‌پذیری معیشتی خانوارها نیست و نیاز به معیارهای قوی‌تر و حساس‌تر در سطح منطقه‌ای (استانی) احساس می‌شود. در این زمینه ضریب انگل، به‌عنوان یکی از شاخص‌های بنیادین سنجش رفاه اقتصادی خانوار، نقش‌محوری در تحلیل الگوهای مصرف و سطح زندگی ایفا می‌کند (شی و همکاران[۱]، ۲۰۲۳). این شاخص که نخستین‌بار توسط ارنست انگل[۲] در سال ۱۸۵۷ با استفاده از داده‌های خانوارهای بلژیکی معرفی شد، رابطه معکوس بین درآمد خانوار و سهم هزینه‌های غذایی از کل بودجه خانوار را نشان می‌دهد (کلمنت و سی[۳]، ۲۰۱۹). به طور کلی قانون انگل بیان می‌کند که با افزایش درآمد، سهم هزینه‌های غذایی کاهش یافته و در نتیجه، ضریب انگل پایین‌تر، نشان‌دهنده سطح رفاه بالاتر است.

به طور کلی متغیرهایی مانند تورم، نرخ بالای بیکاری، تشدید تحریم‌های اقتصادی، ساختار درآمد و یا مصرف خانوارها به طور مستقیم، الگوی تخصیص بودجه خانوار را تحت تاثیر قرار داده و بر استاندارد زندگی و یا به عبارت دیگر ضریب انگل تاثیر می‌گذارد. به عنوان مثال بررسی اثرات تحریم‌های اقتصادی نشان می‌دهد که تحریم‌ها منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی، کاهش ارزش پول ملی، افزایش قیمت مصرف‌کننده و کاهش کیفیت غذا شده است (محمدی نصرآبادی و همکاران، ۱۳۹۲). این شرایط، آسیب‌پذیری‌های تغذیه‌ای را در مناطق محروم افزایش داده است (رستگار و همکاران، ۲۰۲۵). انحراف این ضریب از مسیر قانون انگل (کاهش یا افزایش درآمد) می‌تواند سیگنالی از فشارهای اقتصادی شدید باشد. علی‌رغم اهمیت ضریب انگل به‌عنوان یک شاخص وضعیت استاندارد زندگی، مطالعات موجود در ایران غالباً به تحلیل‌های کلان در سطح کشور محدود شده‌اند. باتوجه‌به تفاوت‌های چشمگیر

[1] Xie et al.
[2] Ernst Engel
[3] Clements & Si

اقتصادی، اقلیمی، فرهنگی و ساختار درآمدی میان استان‌های ایران، بررسی ضریب انگل در سطح استانی یک ضرورت پژوهشی است.

این پژوهش با بررسی داده‌های درآمد - مصرف خانوار طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ در ۳۱ استان ایران و در دو بخش شهری و روستایی، به تحلیل این ضریب پرداخته است. هدف اصلی این مطالعه، شناسایی عوامل مؤثر بر ضریب انگل و ارائه پیشنهادهای سیاستی برای بهبود رفاه اقتصادی خانوارها است.

۲ ادبیات تحقیق

مبانی نظری

سنگ بنای نظری پژوهش بر قانون انگل استوار است؛ اصلی تجربی که ضریب انگل (نسبت هزینه خوراک به کل مخارج) را به‌عنوان تابعی کاهشی از درآمد خانوار معرفی می‌کند. این قانون که در اواسط قرن نوزدهم توسط ارنست انگل تدوین شد، نه‌تنها یک مشاهدهٔ آماری است، بلکه در عمق نظریه تقاضای مصرف جای دارد و دلالت بر این دارد که کشش درآمدی تقاضای خوراکی‌ها (به‌عنوان کالاهای ضروری) کمتر از واحد است. در چارچوب اقتصادسنجی، ضریب انگل مستقیماً به ترجیحات مصرف‌کننده، سطح مطلوبیت و برابری بین‌نسلی مرتبط می‌شود (**دیتون و مولبائر**[1]، ۱۹۸۰). بنابراین، هرگونه انحراف از رابطه مورد انتظار قانون انگل، سیگنالی قوی از تغییرات اساسی در استاندارد زندگی واقعی خانوار یا وجود نیروهای مختل‌کننده در محیط کلان اقتصادی است که نفوذ درآمد بر الگوی مصرف را تضعیف می‌کنند.

منحنی انگل و ضریب انگل (قانون انگل) از نظر دامنه تعریفی و چارچوب تحلیلی تفاوت‌هایی اساسی دارند. منحنی انگل یک ابزار تحلیل نظری در اقتصاد خرد است که بر اساس فرض عقلایی بودن افراد بیان شده و مطلوبیت هر فرد را به تمام کالاها در نظر می‌گیرد. این منحنی به تحلیل مقدار و هزینه مصرف می‌پردازد و بررسی آن مبتنی بر توابع مطلوبیت انجام می‌شود. در مقابل، قانون انگل یک تحلیل تجربی و آماری است که در سطح کلان خانوارها انجام می‌شود و تمرکز آن عمدتاً بر بخش غذایی به عنوان کالای ضروری است. در این چارچوب، تحلیل به جای تمرکز بر مقدار، بر سهم هزینه‌های کالاهای ضروری متمرکز است و نیازی به استفاده از تابع مطلوبیت ندارد. ضریب انگل به عنوان معیاری برای مقایسه بین خانوارها یا دوره‌های مختلف استفاده می‌شود و هدف آن اثبات نظری رفتار مصرفی خانوارها نیست.

به‌طورکلی تحلیل ضریب انگل در بستر اقتصاد کلان نیازمند درک مکانیسم‌های انتقال شوک است. تورم بالا و مزمن، به‌ویژه تورم بالای کالاهای ضروری (مانند مواد غذایی)، به منزله یک مالیات تورمی پنهان عمل می‌کند که به طور نامتناسب بر دهک‌های کم‌درآمد تأثیر می‌گذارد در نتیجه، در دوره‌های تورمی، خانوارها مجبور به تخصیص سهم بزرگ‌تری از درآمد محدود خود به کالاهای ضروری می‌شوند و ضریب انگل را در جهت افزایش سوق می‌دهد (**ایسترلی و فیشر**[2]، ۲۰۰۰). تورم بالا به‌منزله یک عامل ضدتوزیعی عمل کرده و بار مالی سنگین‌تری را بر دوش دهک‌های فقیر تحمیل می‌کند (مالیات تورمی)، زیرا سهم کالاهای ضروری در سبد آن‌ها بالاتر است. این وضعیت منجر به افزایش اجباری ضریب انگل در دهک‌های آسیب‌پذیر می‌شود. **مهر و همکاران**[3] (۲۰۲۵) در اتیوپی نشان می‌دهند که قیمت‌های غذا به طور قابل توجهی بر سهم‌های هزینه‌ای غذا در خانوارها تاثیر می‌گذارند. افزایش قیمت‌ها خانوارها را مجبور می‌کند تا سهم بیشتری از درآمد خود را به غذا اختصاص دهند که اغلب منجر به کاهش هزینه‌های غیرغذایی، به ویژه برای گروه‌های آسیب‌پذیر مانند خانوارهای با سرپرست زن و خانوارهای با درآمد پایین می‌شود.

از سوی دیگر، بیکاری ساختاری و نابرابری فزاینده (سنجیده شده با ضریب جینی) از طریق نااطمینانی درآمدی بر الگوی مصرف تأثیر می‌گذارند. در نظریه مصرف تحت عدم قطعیت، خانوارها در مواجهه با ریسک بیکاری، اقدام به مصرف احتیاطی[4] می‌کنند؛ یعنی بودجه خود را از کالاهای بادوام به سمت کالاهای ضروری جابه‌جا می‌کنند تا حاشیه امن معیشتی خود را حفظ نمایند. در مدل‌های مصرف تحت عدم قطعیت، **کارول و همکاران**[5] (۲۰۰۳) تأکید دارند که افزایش نااطمینانی‌های درآمدی ناشی از بیکاری یا ناپایداری شغلی، خانوارها را وادار به افزایش مصرف احتیاطی می‌کند. این رفتار احتیاطی شامل تمرکز بودجه بر کالاهای اساسی و کاهش مصرف کالاهای با کشش درآمدی بالا است که به‌صورت مکانیکی سهم هزینه‌های خوراکی را در بودجه افزایش داده و ضریب انگل را بالا می‌برد. علاوه بر این، **بکاس و همکاران**[6] (۱۹۹۲) در چارچوب نظری چرخه‌های تجاری واقعی[7]، نشان داده‌اند که نوسانات مصرف ناشی از شوک‌های کلان، در کوتاه‌مدت بر تخصیص بودجه به کالاهای ضروری تأثیرگذار است. مطالعه در نیجریه نشان می‌دهد که یک رابطه مثبت و معنادار بین بیکاری و عدم امنیت غذایی وجود دارد، به طوری که افزایش بیکاری، عدم امنیت غذایی را در کوتاه‌مدت تشدید می‌کند (**اناخه و تامونو**[8]، ۲۰۲۱).

یکی از مهم‌ترین نوآوری‌های موضوعی این پژوهش، تحلیل سهم هزینه‌های مسکن به‌عنوان یک عامل ساختاری با قابلیت تحریف تفسیر ضریب انگل است. عامل ساختاری هزینه‌های مسکن (اجاره و خرید) یک پیچیدگی حیاتی در تفسیر ضریب انگل ایجاد می‌کند که نیازمند توجه به اقتصاد رفاه کاربردی است. بر اساس نظریه تخصیص بودجه دو مرحله‌ای استون

[1] Deaton & Muellbauer
[2] Easterly & Fischer
[3] Mehare et al.
[4] Precautionary Consumption
[5] Carroll et al.
[6] Backus et al.
[7] Real Business Cycle
[8] Enakhe & Tamuno

(۱۹۵۴) مسکن در ایران یک قید پیش‌متعهد است که قبل از تخصیص بودجه به خوراک، سهم بزرگی از درآمد را جذب نموده و بر سایر بخش‌های مصرف از جمله بخش خوراکی می‌تواند موثر باشد. مطالعاتی مانند گودمن و مایر[1] (۲۰۱۸) نیز در حوزه اقتصاد شهری و مسکن، به‌صراحت استدلال می‌کنند که افزایش سریع و لجام‌گسیخته هزینه‌های مسکن (به‌ویژه اجاره)، به‌عنوان یک هزینه ضروری، یک فشار اجباری بر بودجه خانوار اعمال می‌کند. این فشار، خانوارها را مجبور به کاهش اجباری مخارج در سایر اقلام، از جمله خوراک و آموزش می‌کند تا هزینه ثابت مسکن تأمین شود. بنابراین، در بسیاری از موارد کاهش مشاهده‌شده در ضریب انگل، نه ناشی از بهبود درآمد واقعی و رفاه (طبق قانون انگل)، بلکه نتیجه تخریب اجباری کیفیت سبد مصرف و کاهش سهم خوراک است. این جابه‌جایی اجباری، یک چالش تفسیری جدی در ارزیابی رفاهی ایجاد می‌کند که نادیده‌گرفتن آن منجر به سوگیری خوش‌بینانه در تفسیر شاخص‌های رفاهی می‌شود (جاپلی و پیستافری[2]، ۲۰۱۷).

آموزش نیز از عوامل مؤثر بر امنیت غذایی است. به طور کلی آموزش از دو طریق افزایش درآمد و تغییر در ترجیحات و هزینه می‌تواند بر ضریب انگل اثرگذار باشد. آموزش به‌عنوان یک عامل مهم در سرمایه انسانی، مستقیماً به افزایش بهره‌وری نیروی کار و درآمد خانوار منجر می‌شود؛ افزایش درآمد (با فرض ثابت‌بودن کشش درآمدی تقاضا برای غذا کمتر از یک، مطابق قانون انگل) خود موجب کاهش ضریب انگل می‌شود و در نتیجه استاندارد زندگی بهبود می‌یابد (ریس[3]، ۱۹۶۵). به طور ویژه آموزش عالی، علاوه بر افزایش توانایی کسب درآمد، اغلب با تغییر در ترجیحات مصرفی و سبک زندگی همراه است. افراد تحصیل‌کرده تمایل بیشتری به تخصیص سهم بزرگ‌تری از بودجه خود به کالاهای غیرغذایی با کشش درآمدی بالا مانند خدمات، اوقات فراغت، بهداشت، و خودآموزش دارند، که این تغییر ترجیحات، حتی با وجود افزایش مطلق هزینه‌های غذایی برای غذاهای باکیفیت‌تر، باعث کاهش سهم نسبی غذا در سبد مصرف می‌شود (دیتون و مولبائر، ۱۹۸۰). علاوه بر این، آموزش به‌ویژه در حوزه بهداشت و تغذیه، کارایی خانوار در تخصیص منابع غذایی را بهبود می‌بخشد، که این موضوع ممکن است به انتخاب غذاهای مغذی‌تر و مقرون‌به‌صرفه‌تر بینجامد و به‌طور غیرمستقیم بر مصرف نهایی غذا و ضریب انگل تأثیر بگذارد (پاول شولتز[4]، ۲۰۰۲). همچنین آموزش با افزایش سطح سواد تغذیه‌ای و تغییر ترجیحات از کالاهای ضروری به سمت کالاهای فرهنگی، منجر به کاهش ضریب انگل می‌شود (گروسمن[5]، ۲۰۰۶). مطالعه موتیسیا و همکاران[6] (۲۰۱۶) در کنیا[7] نشان می‌دهد خانوارهایی که سطح تحصیلات پایینی داشتند بیشتر از آن‌هایی که حداقل آموزش‌های پایه‌ای داشتند، در معرض خطر عدم‌امنیت غذایی قرار داشتند. فقرا در بخش شهری با چالش‌های منحصربه‌فردی روبه‌رو هستند که با چالش‌هایی که همتایان روستایی آن‌ها با آن‌ها مواجه هستند، متفاوت است. بااین‌حال، سرمایه‌گذاری در آموزش می‌تواند در بلندمدت منافع زیادی برای کاهش عدم‌امنیت غذایی به همراه داشته باشد. سروی و همکاران (۲۰۲۰) در ایران با بررسی نقش کانال‌های آموزشی در ترغیب زنان روستایی به مشارکت در بهبود امنیت غذایی خانوار در شهرستان سیروان (استان ایلام) نشان می‌دهند کانال‌های آموزشی تأثیر مثبت و معناداری بر مشارکت در بهبود امنیت غذایی خانوار داشتند.

نهایتاً تحریم‌های بین‌المللی در یک اقتصاد وابسته به صادرات نفت مانند ایران، یک شوک نهادی خارجی با پیامدهای گستردهٔ کلان و توزیعی محسوب می‌شوند. این شوک‌ها عمدتاً از طریق دو کانال ارزی - تورمی و کانال درآمدی بر ضریب انگل تأثیر می‌گذارند. ازیک‌طرف، تحریم‌ها با محدودکردن دسترسی به درآمدهای ارزی و اختلال در زنجیره‌های تأمین وارداتی، موجب جهش‌های ارزی و تورم فشار بر هزینه[8] می‌شوند که موجب می‌شود مستقیماً هزینه خوراک افزایش‌یافته و ضریب انگل نیز افزایش یابد (صالحی اصفهانی، ۱۴۰۱). از طرف دیگر، تحریم‌ها با ایجاد نااطمینانی فزاینده در محیط کسب‌وکار، سرمایه‌گذاری را کاهش داده و موجب رکود و بیکاری می‌شوند که از طریق کاهش درآمد حقیقی خانوار (کاهش مخرج ضریب انگل) به افزایش سهم هزینه‌های خوراکی منجر می‌شود. همچنین، سعیدیان کیا و همکاران (۲۰۲۳) نیز به بررسی اثر سیاست‌ها بر امنیت غذایی و رفاه پرداخته‌اند که مستقیماً به ضریب انگل مرتبط است. با این وجود، نقطه ضعف حیاتی و شکاف پژوهشی در اینجاست که در حالی که این مطالعات شواهد محکمی از تأثیر عوامل کلان بر اقتصاد ایران ارائه می‌دهند، هیچ کدام به‌طور مستقیم و همزمان، اثرات کامل این عوامل کلان، نهادی (تحریم) و نابرابری را بر ضریب انگل تحلیل نکرده‌اند. این عدم یکپارچگی مدل‌سازی و نادیده گرفتن ناهمگنی تأثیرات شوک‌ها در سطح استانی، مانع از ارزیابی تأثیر ترکیبی این عوامل در سطح منطقه‌ای می‌شود. در ادبیات تجربی داخلی ایران، اگرچه مطالعاتی امنیت غذایی (سعیدیان کیا و همکاران، ۲۰۲۳) و تاثیرات رفاهی (پروین و همکاران، ۲۰۲۲) را در مناطق شهری و روستایی بررسی نموده‌اند، اما این پژوهش‌ها به طور مستقیم ضریب انگل را بررسی نکرده‌اند. به طور کلی تغییر درآمد و تاثیر آن بر مناطق روستایی و شهری متفاوت است به گونه‌ای که رشد درآمد در مناطق روستایی معمولاً کندتر از مناطق شهری است، زیرا ساکنان روستاها تحصیلات کمتری دارند و در شغل‌های کم‌مهارت مشغول هستند. رشد کندتر درآمد در خانوارهای روستایی، آن‌ها را از دسترسی به تغذیه بهتر باز می‌دارد و احتمال گرفتار شدن در تله فقر را افزایش می‌دهد. علاوه بر این قیمت غذا و مرحله انتقال تغذیه‌ای در مناطق شهری و روستایی تفاوت‌های قابل توجهی

[1] Goodman & Mayer
[2] Jappelli & Pistaferri
[3] Rees
[4] Paul Schultz
[5] Grossman
[6] Mutisya et al.
[7] Kenya
[8] Cost Push Inflation

دارند. خانوارهای روستایی بیشتر آسیب‌پذیر هستند و نیاز به توجه بیشتری دارند؛ زیرا تخصص‌گرایی و مقیاس‌سازی کشاورزی تأثیر زیادی بر مصرف غذای آن‌ها دارد. خانوارهای کوچک در مناطق روستایی عمدتاً کشاورزان خودکفا هستند که به شدت به تولید خود وابسته‌اند و به ندرت غذا می‌فروشند یا خریداری می‌کنند (هوانگ و تیان[1]، ۲۰۱۹). ریس-گارسیا و همکاران[2] (۲۰۱۹) با بررسی ۲۱ کشور درحال توسعه نشان می‌دهد نابرابری در سطح کشور ممکن است رفاه را افزایش دهد؛ زیرا سیگنالی از امکان تحرک رو به بالا است، اما نابرابری در سطح روستا ممکن است تأثیرات منفی بر رفاه را افزایش دهد.

با این وجود ضریب انگل همیشه معیار خوبی برای سنجش بهبود وضعیت زندگی نیست؛ زیرا در جوامعی که مردم از فقر شدید رها می‌شوند و شروع به خرید غذاهای متنوع‌تر و مغذی‌تر می‌کنند، با وجود بهبود قابل توجه کیفیت زندگی و تغذیه، هزینه غذا همچنان بالا می‌ماند و این ضریب کاهش چشمگیری نشان نمی‌دهد. علاوه بر این، این ضریب مهاجرت افراد پردرآمدتر از روستاها به شهرها را در نظر نمی‌گیرد؛ در نتیجه، باقیماندن افراد کم‌درآمدتر در مکان‌های قبلی و رفتن افراد ثروتمندتر به شهرها باعث می‌شود که کاهش ضریب انگل در مناطق شهری (که نشانه بهبود اقتصادی است) کمتر از حد واقعی تخمین زده شود و اثر درآمدی واقعی دست‌کم گرفته شود (شی و همکاران، ۲۰۲۳). همچنین در برخی موارد خانوارها با درآمد بیشتر می‌توانند خوراکی باکیفیت بهتری بخرند، اما افزایش کیفیت غذا با افزایش درآمد چندان زیاد نیست؛ یعنی برای یک پیشرفت محسوس در کیفیت غذا، باید درآمد بسیار زیاد شود. همچنین تفاوت قیمت بین غذاهای خوب و بد در کشورهای ثروتمند کمتر از کشورهای فقیر است. این یعنی روش قیمت‌گذاری غذاها باعث می‌شود که نابرابری در قدرت خرید واقعی مردم در سطح جهان کمی کاهش یابد، هرچند این اثر تعدیل‌کننده ضعیف است (کلمنتس و سی، ۲۰۱۸).

با داشتن انتقادات محوری به ضریب انگل نظیر ناتوانی در ثبت بهبود کیفیت زندگی و نادیده‌گرفتن اثر مهاجرت داخلی بر تخمین نابرابری در مناطق شهری، این معیار همچنان دارای ارزش پژوهشی حیاتی است. این ارزش نه در استفاده ساده از آن به‌عنوان یک شاخص خطی استاندارد، بلکه در نقش آن به‌عنوان یک متغیر واکاوی کننده در اقتصاد توسعه و مطالعات رفاه نهفته است. پژوهش‌های مانند آرندت و تارپ[3] (۲۰۱۶) نشان می‌دهند که ضریب انگل در سطوح پایین درآمدی، همچنان یک شاخص بسیار قوی از محدودیت‌های بودجه‌ای و امنیت غذایی خانوار است. بنابراین بررسی ضریب انگل با توجه به شکاف مطالعاتی موجود می‌تواند به تبیین دقیق آسیب‌پذیری معیشتی خانوارها و درنتیجه سیاست‌گذاری متناسب با سطح منطقه‌ای (استانی) کمک کند.

۳ روش‌شناسی تحقیق

۳,۱ روش برآورد الگو

الگوی مورد استفاده در این پژوهش با توجه به داده‌ها مدل داده‌های تابلویی است. چارچوب کلی داده‌های تابلویی به‌صورت زیر است:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

y متغیر وابسته، x متغیرهای توضیحی و ε جزء اخلال است. μ بیانگر اثرات ثابت بوده و شامل عوامل غیر قابل مشاهده و مستقل فردی می‌شود و λ به اثرات عوامل غیر قابل مشاهده و مستقل از زمان اشاره دارد. الگوی داده‌های تابلویی به دو گروه اثرات ثابت[4] و اثرات تصادفی[5] تقسیم می‌شوند. در الگوی اثرات تصادفی μ_i و λ_t همانند ε_{it} از متغیرهای توضیحی مستقل بوده اما در اثرات ثابت μ_i و λ_t برخلاف ε_{it} از متغیرهای توضیحی مستقل نیستند. تشخیص نوع الگوی داده‌های تابلویی بر اساس سه آزمون هاسمن، بروش پاگان و آزمون چاو مشخص می‌شود.

۳,۲ الگوی تحقیق

بر اساس آنچه در قسمت مبانی ذکر شد برای بررسی عوامل مؤثر بر ضریب انگل کربن الگوی از الگوی زیر در دو بخش شهری و روستایی استفاده خواهد شد.

$$\mathrm{Eng}_{it} = f(\mathrm{Incom}_{it}, \mathrm{P}_{it}, \mathrm{Edu}_{it}, \mathrm{U}_{it}, \mathrm{UR}_{it}, \mathrm{house}_{it}, san) \qquad (2)$$

که در این الگو Eng ضریب انگل، Incom درآمد خانوار، P سطح عمومی قیمت‌ها، Edu آموزش، U بیکاری، UR_{it} نرخ شهرنشینی، house هزینه بخش مسکن و san متغیر تحریم است. داده‌ها از مرکز آمار ایران استخراج گردیده است. بنابراین دو الگوی برای بررسی عوامل موثر بر ضریب انگل در بخش روستایی و شهری به شکل زیر تصریح گردید:

$$\mathrm{Engu}_{it} = \alpha_1 \mathrm{Incomu}_{it} + \alpha_2 \mathrm{Pu}_{2it} + \alpha_3 \mathrm{Edu}_{it} + \alpha_4 \mathrm{Uu}_{it} + \alpha_5 \mathrm{UR}_{it} + \alpha_6 \mathrm{houseu}_{it} + \alpha_7 san + \varepsilon_{it} \qquad (2)$$

$$\mathrm{Engr}_{it} = \beta_1 \mathrm{Incom}_{it} + \beta_2 \mathrm{Pr}_{it} + \beta_3 \mathrm{Edu}_{it} + \beta_4 \mathrm{Ur}_{it} + \beta_5 \mathrm{UR}_{it} + \beta_6 \mathrm{houser}_{it} + \beta_7 san + \varepsilon_{it} \qquad (3)$$

برای شاخص آموزش نسبت دانشجویان در همه مقاطع به کل جمعیت لحاظ شده است. ضریب انگل نیز در هر بخش از رابطه زیر بدست آمده است.

$$Eng_{it} = \frac{fexpen_{it}}{expen_{it}} \qquad (5)$$

[1] Huang & Tian
[2] Reyes-García et al.
[3] Arndt & Tarp
[4] Fix Effect
[5] Random Effect

که در این رابطه $fexpen$ هزینه بخش خوراکی و $expen$ کل هزینه خانوار می‌باشد که در دو بخش روستایی و شهری جداگانه محاسبه گردیده است.

جدول(۱): تعاریف متغیرها

متغیر		منبع	علامت انتظاری
ضریب انگل در بخش شهری	Engu	سالنامه آماری استان‌ها، مرکز آمار ایران و محاسبات تحقیق	
ضریب انگل در بخش روستایی	Engr	سالنامه آماری استان‌ها، مرکز آمار ایران و محاسبات تحقیق	
درآمد خانوار شهری	Incomu	سالنامه آماری استان‌ها، مرکز آمار ایران	-
درآمد خانوار روستایی	Incomr	سالنامه آماری استان‌ها، مرکز آمار ایران	-
شاخص قیمت شهری	Pu	سالنامه آماری استان‌ها، مرکز آمار ایران	+
شاخص قیمت روستایی	Pr	سالنامه آماری استان‌ها، مرکز آمار ایران	+
بیکاری در بخش شهری	Uu	سالنامه آماری استان‌ها، مرکز آمار ایران	+
بیکاری در بخش روستایی	Ur	سالنامه آماری استان‌ها، مرکز آمار ایران	+
آموزش	Edu	سالنامه آماری استان‌ها، مرکز آمار ایران	-
هزینه بخش مسکن شهری	houseu	سالنامه آماری استان‌ها، مرکز آمار ایران	-
هزینه بخش مسکن روستایی	houser	سالنامه آماری استان‌ها، مرکز آمار ایران	-
نرخ شهرنشینی	UR	سالنامه آماری استان‌ها، مرکز آمار ایران	-
تحریم	san	متغیر دامی	-

منبع: یافته‌های پژوهش

۳,۳ توصیف متغیرها

همان‌طور که در بخش مبانی توضیح داده شد هرچه ضریب انگل کوچک‌تر باشد، وضعیت اقتصادی خانوار بهتر خواهد بود، زیرا بخش کمتری از درآمد صرف نیازهای اولیه مانند غذا می‌شود و قسمت بیشتر درآمد به هزینه‌های غیرضروری همانند تفریحات، سرگرمی‌ها و خدمات فرهنگی یا سرمایه‌گذاری اختصاص می‌یابد و برعکس.

جدول حرارتی (۱) و (۲) نشان دهنده ضریب انگل در دو بخش شهری و روستایی در استانهای ایران است. در بخش شهری از سال ۱۳۹۰ تا حدود سال ۱۳۹۵، در اکثر استان‌ها شاهد یک روند کاهشی در ضریب انگل هستیم. این کاهش نشان از بهبود نسبی وضعیت اقتصادی خانوارها در این دوره است. اما از سال ۱۳۹۶ به بعد، در اغلب استان‌های شهری، ضریب انگل به‌شدت افزایش یافته و تا سال ۱۴۰۰ به اوج خود رسیده است. در همین دوره رشد اقتصادی اکثر استان‌ها منفی بوده است. این افزایش ضریب انگل نشان‌دهنده کاهش قدرت خرید و کاهش رفاه خانوارهای شهری است که احتمالا به دلیل فشارهای اقتصادی، تورم، و کاهش ارزش پول ملی رخ داده است. برای مثال، در استان سیستان و بلوچستان این ضریب از ۰/۲۸ در سال ۱۳۹۵ به ۰/۶۰ در سال ۱۳۹۹ و در استان ایلام از ۰/۲۸ به ۰/۶۱ در سال ۱۴۰۰ رسیده است. در سال‌های ۱۴۰۱ و ۱۴۰۲ ضریب انگل در اکثر استان‌ها کاهش چشمگیری داشته است. این کاهش می‌تواند به دو دلیل باشد: رشد اقتصادی مثبت پس از یک دوره رکود و افزایش هزینه مسکن که باعث افزایش سهم آن از کل هزینه‌ها گردید. رشد سهم بخش مسکن از کل هزینه‌ها در دوره ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ حدود ۲/۱ درصد بوده و در دوره ۱۴۰۱ و ۱۴۰۲ این عدد به حدود ۹ درصد در کل کشور گردید. برای مثال میانگین سهم بخش مسکن در سال ۱۴۰۰ در کل استان‌ها حدود ۳/۲۹ بوده و در سال ۱۴۰۲ این عدد ۵/۳۴ رسیده است. نکته مهم در این زمینه این است افزایش و کاهش ضریب انگل در استان‌های با درآمد پایین بسیار محسوس می‌باشد برای مثال در استان سیستان و بلوچستان از ۰/۴۷ در سال ۱۴۰۰ به ۰/۳۰ در سال ۱۴۰۲ و در ایلام از ۰/۶۱ به ۰/۳۰ رسید.

همان‌طور که در جدول حرارتی (۲) مشخص است، در بخش روستایی نیز روندهای مشابه مناطق شهری دیده می‌شود. به طور کلی، ضریب انگل در مناطق روستایی در مقایسه با مناطق شهری بالاتر است به گونه‌ای که میانگین در بخش شهری ۰/۳۲ و در بخش روستایی ۰/۳۷ است و به دلیل پایین‌تر بودن سطح درآمد و دسترسی کمتر به امکانات اقتصادی مناطق روستایی نسبت به مناطق شهری است. در بخش روستایی نیز پس از یک دوره کاهش (حدود سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵) شاهد افزایش قابل‌توجهی در ضریب انگل در بین سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ هستیم این افزایش در برخی استان‌ها مانند سیستان و بلوچستان و کردستان بسیار محسوس است و نشان می‌دهد فشارهای اقتصادی بیشتر بر خانوارهای روستایی تأثیر گذاشته است.

جدول (۲): ضریب انگل در بخش شهری در استان‌های ایران

سال	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	۱۴۰۰	۱۴۰۱	۱۴۰۲
آذربایجان شرقی	۰/۳۰	۰/۳۰	۰/۳۳	۰/۲۵	۰/۲۲	۰/۲۱	۰/۳۴	۰/۲۹	۰/۳۷	۰/۴۰	۰/۳۹	۰/۲۲	۰/۱۸
آذربایجان غربی	۰/۳۲	۰/۴۲	۰/۳۷	۰/۳۲	۰/۲۶	۰/۲۴	۰/۳۸	۰/۴۳	۰/۳۵	۰/۴۲	۰/۴۰	۰/۲۳	۰/۱۹
اردبیل	۰/۴۲	۰/۴۲	۰/۳۸	۰/۳۱	۰/۲۷	۰/۲۹	۰/۴۵	۰/۴۷	۰/۴۷	۰/۵۰	۰/۴۰	۰/۲۰	۰/۲۳
اصفهان	۰/۳۲	۰/۳۰	۰/۳۰	۰/۲۹	۰/۲۷	۰/۲۳	۰/۲۹	۰/۳۱	۰/۳۶	۰/۳۵	۰/۳۶	۰/۲۱	۰/۱۸
البرز	۰/۲۲	۰/۲۳	۰/۲۵	۰/۲۴	۰/۲۳	۰/۱۹	۰/۳۲	۰/۳۴	۰/۳۰	۰/۳۱	۰/۳۳	۰/۲۰	۰/۱۹
ایلام	۰/۴۳	۰/۳۶	۰/۴۰	۰/۳۰	۰/۲۶	۰/۲۸	۰/۴۶	۰/۴۸	۰/۵۰	۰/۵۳	۰/۶۱	۰/۳۴	۰/۳۰
بوشهر	۰/۲۴	۰/۲۳	۰/۳۲	۰/۳۰	۰/۲۴	۰/۲۳	۰/۴۱	۰/۴۲	۰/۴۶	۰/۴۸	۰/۵۷	۰/۳۱	۰/۳۲
تهران	۰/۱۸	۰/۱۹	۰/۱۹	۰/۱۸	۰/۱۸	۰/۱۷	۰/۲۳	۰/۲۳	۰/۲۲	۰/۲۵	۰/۲۷	۰/۱۹	۰/۱۵
چهارمحال وبختياري	۰/۴۱	۰/۴۰	۰/۵۶	۰/۳۶	۰/۳۴	۰/۲۸	۰/۴۲	۰/۴۵	۰/۴۷	۰/۵۰	۰/۵۹	۰/۲۹	۰/۲۷
خراسان جنوبي	۰/۳۳	۰/۴۱	۰/۴۴	۰/۳۵	۰/۲۵	۰/۲۶	۰/۴۵	۰/۴۷	۰/۵۰	۰/۵۳	۰/۴۹	۰/۲۸	۰/۲۸
خراسان رضوي	۰/۲۶	۰/۳۱	۰/۲۸	۰/۲۶	۰/۲۴	۰/۲۶	۰/۳۲	۰/۳۴	۰/۳۸	۰/۳۹	۰/۴۰	۰/۲۶	۰/۲۷
خراسان شمالي	۰/۱۹	۰/۱۸	۰/۲۷	۰/۲۴	۰/۲۳	۰/۲۲	۰/۳۳	۰/۳۴	۰/۳۸	۰/۵۱	۰/۵۱	۰/۳۰	۰/۲۰
خوزستان	۰/۳۲	۰/۴۰	۰/۳۷	۰/۳۰	۰/۲۶	۰/۲۴	۰/۳۹	۰/۴۸	۰/۵۶	۰/۵۷	۰/۵۸	۰/۲۹	۰/۲۶
زنجان	۰/۳۵	۰/۴۲	۰/۳۷	۰/۲۷	۰/۲۴	۰/۲۵	۰/۳۴	۰/۳۲	۰/۳۱	۰/۳۴	۰/۳۴	۰/۲۲	۰/۲۱
سمنان	۰/۲۲	۰/۲۶	۰/۲۷	۰/۲۲	۰/۲۱	۰/۲۰	۰/۳۵	۰/۳۵	۰/۳۸	۰/۳۶	۰/۵۶	۰/۲۵	۰/۲۲
سیستان و بلوچستان	۰/۴۰	۰/۴۷	۰/۴۹	۰/۴۲	۰/۳۲	۰/۲۸	۰/۵۳	۰/۴۹	۰/۵۴	۰/۶۰	۰/۴۷	۰/۳۳	۰/۳۰
فارس	۰/۲۴	۰/۲۴	۰/۲۷	۰/۲۲	۰/۲۱	۰/۲۰	۰/۲۹	۰/۳۰	۰/۳۳	۰/۳۸	۰/۳۶	۰/۲۰	۰/۱۸
قزوین	۰/۲۵	۰/۲۶	۰/۲۷	۰/۲۵	۰/۲۴	۰/۲۷	۰/۴۶	۰/۴۱	۰/۴۳	۰/۴۵	۰/۴۲	۰/۲۳	۰/۱۸
قم	۰/۲۱	۰/۱۷	۰/۱۴	۰/۱۱	۰/۱۷	۰/۱۹	۰/۳۱	۰/۳۹	۰/۴۲	۰/۳۹	۰/۴۵	۰/۲۷	۰/۲۱
کردستان	۰/۳۰	۰/۳۱	۰/۳۵	۰/۳۳	۰/۳۲	۰/۳۰	۰/۴۷	۰/۵۱	۰/۵۵	۰/۵۴	۰/۵۲	۰/۳۰	۰/۳۰
کرمان	۰/۳۹	۰/۳۸	۰/۳۳	۰/۲۱	۰/۲۰	۰/۲۱	۰/۳۸	۰/۴۷	۰/۵۷	۰/۴۷	۰/۴۸	۰/۲۵	۰/۲۲
کرمانشاه	۰/۲۸	۰/۳۲	۰/۳۰	۰/۲۸	۰/۲۷	۰/۲۷	۰/۴۱	۰/۴۱	۰/۴۶	۰/۵۱	۰/۵۵	۰/۳۲	۰/۲۹
کهگیلویه و بویراحمد	۰/۳۱	۰/۳۵	۰/۴۲	۰/۴۲	۰/۳۱	۰/۳۲	۰/۴۳	۰/۳۹	۰/۴۲	۰/۴۸	۰/۴۳	۰/۲۱	۰/۲۰
گلستان	۰/۲۴	۰/۲۱	۰/۲۵	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۲۱	۰/۳۳	۰/۳۳	۰/۳۷	۰/۴۱	۰/۳۶	۰/۲۲	۰/۲۱
گیلان	۰/۲۷	۰/۳۲	۰/۳۲	۰/۲۶	۰/۲۲	۰/۱۷	۰/۲۸	۰/۳۳	۰/۳۸	۰/۳۳	۰/۳۴	۰/۲۲	۰/۲۰
لرستان	۰/۳۲	۰/۳۵	۰/۳۶	۰/۳۸	۰/۲۷	۰/۲۴	۰/۳۵	۰/۳۶	۰/۳۷	۰/۴۷	۰/۵۰	۰/۲۹	۰/۲۹
مازندران	۰/۲۴	۰/۲۸	۰/۲۹	۰/۲۵	۰/۲۶	۰/۲۰	۰/۳۲	۰/۲۹	۰/۳۲	۰/۳۴	۰/۳۶	۰/۲۱	۰/۲۱
مرکزي	۰/۳۲	۰/۳۳	۰/۳۲	۰/۲۶	۰/۲۶	۰/۲۴	۰/۳۸	۰/۴۶	۰/۴۸	۰/۴۸	۰/۴۵	۰/۳۰	۰/۲۶
هرمزگان	۰/۳۲	۰/۳۵	۰/۳۵	۰/۲۶	۰/۲۰	۰/۱۸	۰/۲۷	۰/۲۷	۰/۳۲	۰/۳۵	۰/۳۷	۰/۳۲	۰/۳۳
همدان	۰/۲۱	۰/۲۵	۰/۲۳	۰/۲۶	۰/۲۵	۰/۲۷	۰/۳۵	۰/۳۵	۰/۳۵	۰/۳۳	۰/۳۵	۰/۲۳	۰/۱۸
یزد	۰/۲۱	۰/۲۶	۰/۲۶	۰/۲۵	۰/۲۳	۰/۲۲	۰/۳۵	۰/۳۳	۰/۳۵	۰/۴۰	۰/۴۳	۰/۲۰	۰/۱۸

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۳): ضریب انگل در بخش روستایی در استانهای ایران

سال	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	۱۴۰۰	۱۴۰۱	۱۴۰۲
آذربایجان شرقی	۰/۴۶	۰/۵	۰/۵	۰/۳۸	۰/۲۷	۰/۳۲	۰/۲۹	۰/۳	۰/۳۵	۰/۳	۰/۲۹	۰/۳۱	۰/۲۳
آذربایجان غربی	۰/۵۴	۰/۵۷	۰/۵۳	۰/۵	۰/۴۲	۰/۳۹	۰/۴۲	۰/۳۹	۰/۲۸	۰/۲۴	۰/۳۳	۰/۳۳	۰/۲۸
اردبیل	۰/۵۱	۰/۵۷	۰/۵۶	۰/۴۷	۰/۴۱	۰/۳۸	۰/۳۹	۰/۴۱	۰/۴۳	۰/۳۸	۰/۳۷	۰/۳۱	۰/۲۸
اصفهان	۰/۴۳	۰/۴۷	۰/۴۳	۰/۳۹	۰/۳۵	۰/۳۳	۰/۳	۰/۳۱	۰/۲۹	۰/۲۹	۰/۲۷	۰/۲۶	۰/۲۶
البرز	۰/۳	۰/۲۸	۰/۲۶	۰/۲۷	۰/۲۵	۰/۲۲	۰/۲۵	۰/۲۸	۰/۲۹	۰/۲۴	۰/۲۲	۰/۲۳	۰/۲۲
ایلام	۰/۵۷	۰/۴۶	۰/۵۵	۰/۴	۰/۳۶	۰/۳۵	۰/۳۳	۰/۳۶	۰/۳۹	۰/۴	۰/۴	۰/۴۵	۰/۳۷
بوشهر	۰/۳	۰/۲۷	۰/۳۸	۰/۴	۰/۲۹	۰/۳۱	۰/۳۷	۰/۳۶	۰/۳۴	۰/۳۴	۰/۳۸	۰/۳۷	۰/۳۴
تهران	۰/۲۸	۰/۲۴	۰/۲۳	۰/۲۲	۰/۲	۰/۲۱	۰/۲۴	۰/۲۵	۰/۲۷	۰/۲۴	۰/۲۴	۰/۲۵	۰/۲۳
چهارمحال وبختياري	۰/۵۳	۰/۵۴	۰/۵۵	۰/۴۸	۰/۴۵	۰/۳۶	۰/۳۳	۰/۴	۰/۳۵	۰/۳۴	۰/۳۶	۰/۳۸	۰/۳۳
خراسان جنوبي	۰/۴۶	۰/۵۵	۰/۵۷	۰/۴۵	۰/۳۳	۰/۳	۰/۳۲	۰/۳۵	۰/۳۸	۰/۳۸	۰/۴	۰/۴۲	۰/۳۶
خراسان رضوي	۰/۴	۰/۴۳	۰/۵۱	۰/۵۳	۰/۵۸	۰/۵۵	۰/۴۸	۰/۴۵	۰/۴۵	۰/۴۱	۰/۴۲	۰/۳۸	۰/۳۱
خراسان شمالي	۰/۳۷	۰/۴۴	۰/۴۷	۰/۴۳	۰/۴۳	۰/۳۸	۰/۴۱	۰/۴۳	۰/۴۴	۰/۳۹	۰/۳۶	۰/۴۲	۰/۳
خوزستان	۰/۴۳	۰/۵۳	۰/۵۵	۰/۴۵	۰/۳۹	۰/۳۸	۰/۳۴	۰/۳۵	۰/۳۵	۰/۳۵	۰/۳۹	۰/۴	۰/۳۷
زنجان	۰/۵۲	۰/۷	۰/۵۱	۰/۳۵	۰/۳۱	۰/۲۸	۰/۲۵	۰/۳۲	۰/۲۹	۰/۳۱	۰/۳۴	۰/۳۲	۰/۲۸
سمنان	۰/۳۵	۰/۴۴	۰/۳۷	۰/۳۵	۰/۳۳	۰/۳۲	۰/۳۳	۰/۳۴	۰/۳۴	۰/۳۱	۰/۳۸	۰/۳۵	۰/۲۹
سیستان و بلوچستان	۰/۶۲	۰/۷۱	۰/۷۳	۰/۶۲	۰/۵۲	۰/۵۳	۰/۵۲	۰/۵۹	۰/۶۳	۰/۵۶	۰/۵۲	۰/۵۲	۰/۴۲
فارس	۰/۳۹	۰/۴۴	۰/۴۳	۰/۴	۰/۳۳	۰/۳۴	۰/۳۳	۰/۳۲	۰/۳۱	۰/۳	۰/۳۱	۰/۳۳	۰/۳۲
قزوین	۰/۳۳	۰/۳۷	۰/۴	۰/۳۵	۰/۳۴	۰/۳۵	۰/۳۷	۰/۳۴	۰/۳۶	۰/۳۲	۰/۳۳	۰/۳۲	۰/۲۵
قم	۰/۳۷	۰/۲۹	۰/۳۱	۰/۳	۰/۲۹	۰/۲۴	۰/۲۳	۰/۲۶	۰/۲۹	۰/۳۲	۰/۳۵	۰/۳۵	۰/۲۵
کردستان	۰/۴۵	۰/۴۵	۰/۵	۰/۴۶	۰/۴۸	۰/۴۴	۰/۴۴	۰/۴۴	۰/۴۴	۰/۴۹	۰/۴۷	۰/۴۹	۰/۴
کرمان	۰/۶۸	۰/۶۵	۰/۶	۰/۳۵	۰/۲۸	۰/۳	۰/۲۹	۰/۳۳	۰/۳۲	۰/۲۸	۰/۲۷	۰/۲۵	۰/۲۳
کرمانشاه	۰/۴۵	۰/۵۲	۰/۵۲	۰/۴۷	۰/۴۵	۰/۴۴	۰/۴۳	۰/۴۳	۰/۴۲	۰/۴۶	۰/۵۱	۰/۴۹	۰/۴
کهگیلویه و بویراحمد	۰/۴۳	۰/۴۸	۰/۵۶	۰/۵۴	۰/۴۱	۰/۳۹	۰/۳۵	۰/۳۵	۰/۳۱	۰/۳۱	۰/۲۹	۰/۲۶	۰/۲۵
گلستان	۰/۳۵	۰/۳۷	۰/۴	۰/۳۲	۰/۳۳	۰/۲۷	۰/۳	۰/۳۲	۰/۳۱	۰/۲۸	۰/۲۷	۰/۳	۰/۲۹
گیلان	۰/۴۴	۰/۴۸	۰/۵	۰/۴۴	۰/۳۶	۰/۲۷	۰/۲۵	۰/۲۸	۰/۲۶	۰/۲۴	۰/۲۴	۰/۲۴	۰/۲۳
لرستان	۰/۵۶	۰/۵۵	۰/۵۴	۰/۵۶	۰/۳۵	۰/۳۳	۰/۳۳	۰/۳۴	۰/۴۲	۰/۴۱	۰/۴۱	۰/۴۵	۰/۴۴
مازندران	۰/۳۳	۰/۳۶	۰/۴۱	۰/۳۶	۰/۳۳	۰/۲۵	۰/۲۴	۰/۲۶	۰/۲۸	۰/۳	۰/۲۸	۰/۳	۰/۲۵
مرکزي	۰/۴۵	۰/۴۸	۰/۵	۰/۴۵	۰/۴۱	۰/۳۸	۰/۴	۰/۴۵	۰/۴۸	۰/۴۴	۰/۴۶	۰/۴۵	۰/۴۲
هرمزگان	۰/۵۴	۰/۵۷	۰/۵۴	۰/۴۱	۰/۳۶	۰/۳۳	۰/۴	۰/۴۶	۰/۴۶	۰/۴۳	۰/۴۳	۰/۴۸	۰/۳۹
همدان	۰/۳۸	۰/۴۳	۰/۴	۰/۳۸	۰/۳۷	۰/۳۹	۰/۳۳	۰/۳۸	۰/۳۵	۰/۲۹	۰/۲۵	۰/۳۵	۰/۳۱
یزد	۰/۲۶	۰/۴۱	۰/۳۴	۰/۳۳	۰/۲۹	۰/۲۸	۰/۲۹	۰/۳	۰/۲۸	۰/۲۹	۰/۲۱	۰/۲۵	۰/۲۱

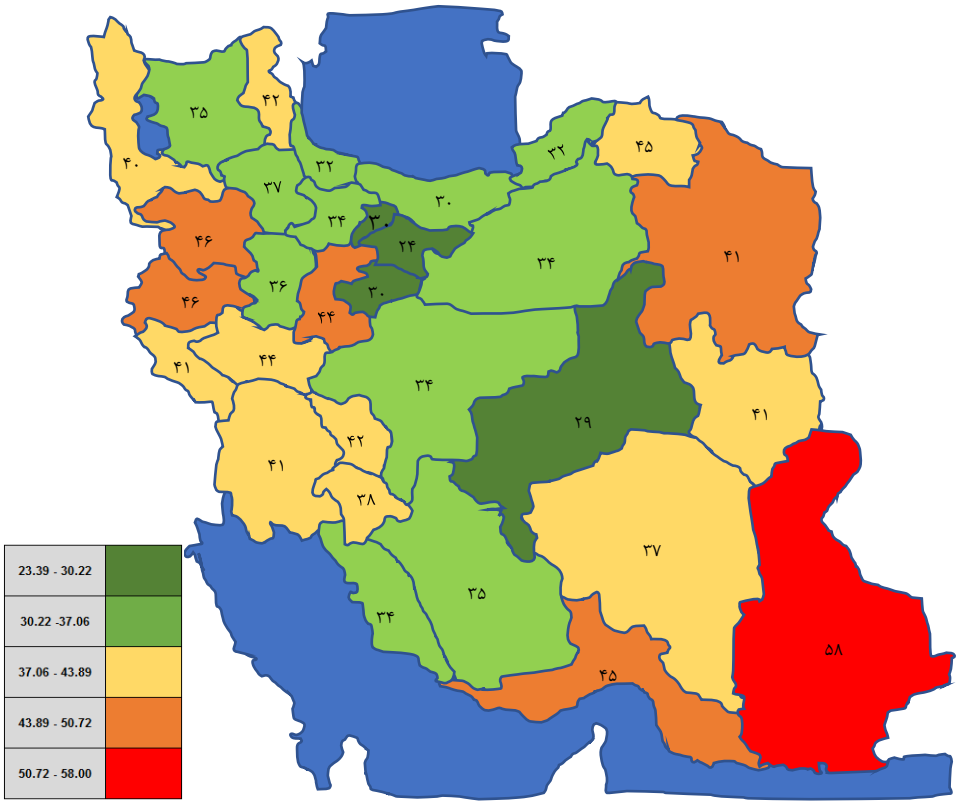
منبع: یافته‌های پژوهش

برای مقایسه بهتر در میان استان‌های از نقشه حرارتی جغرافیایی برای میانگین ضریب انگل در دو بخش روستایی و شهری استفاده شد. هر دو نقشه حرارتی از طیف رنگی برای نشان‌دادن میانگین ضریب انگل استفاده می‌کنند به‌گونه‌ای که رنگ‌های سبز ضریب کمتر (رفاه بالاتر) و رنگ‌های قرمز ضریب بالاتر (رفاه کمتر) را نشان می‌دهند. همان‌طور که در نقشه

مشخص است در بخش شهری بهترین وضعیت در استان تهران و بدترین وضعیت در استان سیستان و بلوچستان است.

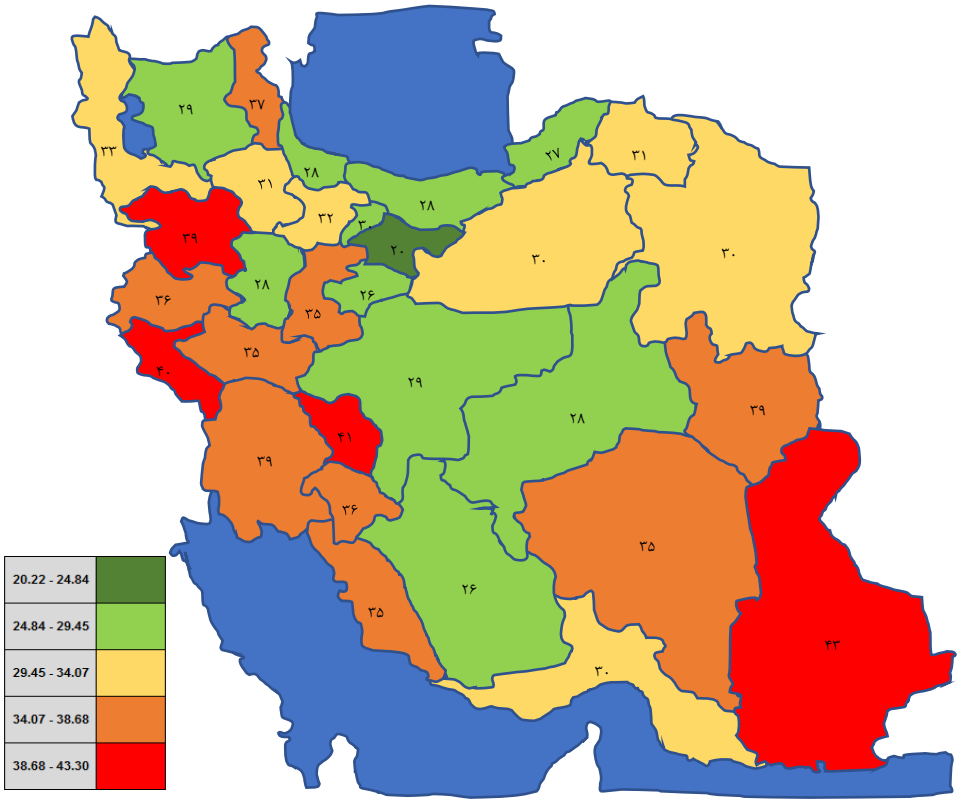
به‌طورکلی استان‌هایی که کمترین میانگین ضریب انگل را دارند، عمدتاً در مرکز و شمال ایران واقع شده‌اند. به‌عنوان‌مثال، تهران، البرز و قم که نشان می‌دهد در این استان‌ها خانوارهای شهری در این مناطق بخش کوچک‌تری از هزینه‌های خود را به غذا اختصاص می‌دهند. استان‌هایی با میانگین ضریب انگل بالا در بخش‌های جنوب شرقی و غربی ایران متمرکز شده‌اند که می‌تواند نشان‌دهنده نابرابری مناطق در ایران باشد. این نابرابری را می‌توان به عوامل مختلفی از جمله توزیع ناعادلانه فرصت‌های اقتصادی، توسعه صنعتی و درآمد نسبت داد.

در مناطق روستایی بهترین وضعیت در استان‌های مرکزی (یزد) و شمالی (گیلان، مازندران است) و بدترین وضعیت را استان‌های جنوب شرقی (سیستان و بلوچستان) و غربی (کردستان، ایلام) دارند.



شکل (۱): نقشه جغرافیایی میانگین ضریب انگل در بخش روستایی در استان‌های ایران

منبع: یافته‌های پژوهش



شکل(۲): نقشه جغرافیایی میانگین ضریب انگل در بخش شهری در استان‌های ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

۳,٤ تا چه اندازه ضریب انگل نشان‌دهنده رفاه در استان‌های ایران می‌باشد؟

سؤالی که می‌تواند مطرح شود این است که تا چه اندازه ضریب انگل می‌تواند معیاری برای رفاه در استان‌های ایران باشد؟ به‌عبارت‌دیگر آیا استان‌هایی که کمترین میزان ضریب انگل دارند لزوماً رفاه بالاتری را تجربه می‌کنند؟ برای پاسخ دقیق‌تر به این سؤال می‌توان به ترکیب مصرف را موردتوجه قرار داد. بالاترین سهم مصرف در سبد خانوار مربوط به بخش مسکن است. برای مثال میانگین درآمد حقیقی خانوار در کل کشور در دوره موردبررسی ۷٤۲۳/٤ میلیون ریال بوده و میانگین درآمد در دو استان تهران و البرز به ترتیب ۱۲٤٥۷/٤ و ۹۰۷۹/۹ بوده است. به عبارت دیگر خانوارهای شهری ساکن تهران و البرز به ترتیب ٦۷ درصد و ۲۲ درصد بیشتر از سایر استان‌ها درآمد دارند. در همین دوره سهم بخش مسکن در دو استان به ترتیب ٦۸ درصد و ٤۰ درصد از میانگین کشور بالاتر است. به عبارت دیگر استان‌هایی که درآمد بالاتری دارند هزینه مسکن آنها به مراتب بیشتر از سایر نقاط است که باعث می‌شود درآمد کمتری برای سایر بخش‌ها از جمله خوراکی و غیرخوراکی باقی بماند و با مصرف پایین‌تر و سرمایه‌گذاری کمتر می‌تواند رفاه پایین‌تری نسبت به سایر استان‌ها داشته باشند. بنابراین یکی از دلایل کاهش ضریب انگل در این استان‌ها، بالا بودن سهم بخش مسکن می‌باشد.

٤ برآورد مدل تجربی

٤,۱ آزمون‌های الگو:

برای تحلیل بهتر به پیروی از چن (۲۰۲۲) دو الگو در هر دو بخش روستایی و شهری تخمین زده شده است که در مدل دوم درآمد به صورت لگاریتمی وارد الگو شده است که با لگاریتمی نمودن درآمد، ضریب آن به صورت کشش تفسیر خواهد شد. قبل از تخمین مدل، برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون ریشه واحد لوین، لین، چو[1] (LLC) استفاده شده است و نتایج حاصل از آن در جدول (٤) نشان داده شده است.

[1] Levin, Lin & Chu

جدول (۴): آزمون مانایی متغیرها

متغیرها	لوین، لین و چو	مانایی
ضریب انگل شهری	-۴/۵	مانا
ضریب انگل روستایی	-۶/۱۲	مانا
درآمد خانوار شهری	-۱/۸۷	مانا
درآمد خانوار روستایی	-۲/۶۸	مانا
تورم در بخش خانوار شهری	-۴/۷۵	مانا
تورم در بخش خانوار روستایی	-۳/۹۴	مانا
نرخ بیکاری شهری	-۶/۸۳	مانا
نرخ بیکاری روستایی	-۲/۷۳	مانا
هزینه بخش مسکن شهری	-۲/۲۸	مانا
هزینه بخش مسکن روستایی	-۲/۷۶	مانا
آموزش	-۳/۸۳	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون مانایی نشان می‌دهد که همه متغیر در سطح مانا هستند. نتایج آزمون‌های چاو که برای بررسی بین مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تلفیقی انجام می‌شود در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول (۵)- نتیجه آزمون اف لیمر (چاو)

آزمون	مقدار آماره	مقدار احتمال	نتیجه
الگوی اول (خانوار شهری)	۱۱/۰۸	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت یا تصادفی
الگوی دوم (خانوار روستایی)	۱۵/۹۴	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت یا تصادفی

منبع: یافته‌های پژوهش

ازآنجایی‌که مقدار احتمال آزمون اف لیمر در هر دو الگو کوچک‌تر از ۰/۰۵ است، لذا فرض صفر مبنی بر وجود رگرسیون تجمیعی[1] (رگرسیون بدون وجود اثرات ثابت یا تصادفی) رد شده و بنابراین الگوی مناسب برای برآورد مدل موردبررسی، دارای اثرات ثابت یا اثرات تصادفی بوده و به‌صورت تجمیعی[2] نیست.

جدول (۶)- نتیجه آزمون اف لیمر (چاو)

آزمون	مقدار آماره	مقدار احتمال	نتیجه
الگوی اول (خانوار شهری)	۴۴/۴۷	۰/۰	اثرات ثابت
الگوی دوم (خانوار روستایی)	۲۲/۹۶	۰/۰	اثرات ثابت

منبع: یافته‌های پژوهش

مقدار احتمال آزمون هاسمن نیز در هر دو الگو کمتر از ۰/۰۵ است، در نتیجه این فرض آماري كه مدل داراي اثرات تصادفي باشد، رد مي‌شود و بنابراين مدل داراي اثرات ثابت بر روي مقاطع (استان‌های کشور) است. جدول (۷) و (۸) نتایج برآورد هر دو الگو به روش اثرات ثابت را نشان می‌دهد.

[1] Pooled regression

[2] Pooled

جدول(۷): نتایج الگو برای ضریب انگل در بخش شهری

۴/۲ متغیرها	۴/۳ ضرایب مدل اول	ضرایب مدل دوم
درآمد خانوار شهری	-۲/۶۹E-۰۶	-
لگاریتم درآمد خانوار شهری	-	-۰/۰۱۹*
تورم در بخش شهری	۰/۰۰۳*	۰/۰۰۳*
بیکاری در بخش شهری	۰/۰۰۱۶*	۰/۰۰۱**
آموزش	-۶/۱۶E-۰۵	-۵/۸۱E-۰۵
هزینه بخش مسکن در بخش شهری	-۰/۰۰۱۸*	-۰/۰۰۱
نرخ شهرنشینی	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۱
تحریم	۰/۰۱۶	۰/۰۱۶
عرض از مبدأ	۰/۰۲۵*	۰/۰۴

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول(۸): نتایج الگو برای ضریب انگل در بخش روستایی

۴/۴ متغیرها	۴/۵ ضرایب مدل اول	ضرایب مدل دوم
درآمد خانوار روستایی	-۴/۷۵E-۰۶*	-
لگاریتم درآمد خانوار روستایی	-	-۰/۰۲۸*
تورم در بخش خانوار روستایی	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱۹*
بیکاری در بخش روستایی	۰/۰۰۱**	۰/۰۰۱***
آموزش	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱
هزینه بخش مسکن در بخش روستایی	-۰/۰۰۲*	-۰/۰۰۳*
نرخ شهرنشینی	۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۰۵
تحریم	۰/۰۰۸*	۰/۰۰۹**
عرض از مبدأ	۰/۴۴*	۰/۶۶*

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول (۷) و (۸) مشخص است ضریب درآمد در هر دو بخش خانوار روستایی و شهری منفی است که مطابق انتظارات تئوریک تحقیق است. به‌عبارت‌دیگر این نتیجه‌گیری با قانون انگل کاملاً همسو است که در توجیه آن می‌توان گفت که افراد با درآمد پایین، بخش عمده‌ای از درآمد خود را صرف تأمین حداقل نیازهای غذایی می‌کنند. اما با افزایش درآمد، اگرچه ممکن است هزینه‌های خوراکی مطلق آنها افزایش یابد (مثلاً با خرید غذاهای باکیفیت‌تر یا لوکس‌تر)، اما این افزایش به نسبت کل درآمدشان کمتر خواهد بود. علاوه بر این، اولویت‌های مصرفی نیز تغییر می‌کند؛ به‌گونه‌ای که با افزایش درآمد افراد به‌جای تمرکز صرف بر غذا، به سمت خرید کالاهای لوکس‌تر و خدمات غیرضروری مانند پوشاک، تفریحات، مسافرت، آموزش و بهداشت می‌روند که باعث می‌شود سهم هزینه‌های خوراکی در سبد هزینه‌های کل خانوار کاهش یابد. به‌عبارت‌دیگر غذاها عموماً کالاهای ضروری هستند و کشش درآمدی آنها نسبت به سایر کالاها پایین‌تر است و درنتیجه آن، تقاضا برای غذا به‌اندازه تقاضا برای کالاهای لوکس یا تفریحی افزایش نمی‌یابد.

اثر تورم بر ضریب انگل در هر دو مدل مثبت و معنادار است که نشان می‌دهد با افزایش سطح عمومی قیمت، سهم هزینه‌های خوراکی از کل هزینه‌های خانوار افزایش می‌یابد. این یافته که به‌ویژه در اقتصادهایی با تورم بالا و ساختار نابرابر مانند ایران کاملاً با منطق اقتصادی و رفتارهای مصرفی خانوارهای تحت‌فشار تورمی سازگار است. با افزایش تورم تفاوت در سرعت و شدت افزایش قیمت‌ها، تورم اقلام خوراکی و کالاهای اساسی (که عموماً ضروری هستند و مصرف آنها قابل‌حذف نیست) اغلب بیشتر از تورم اقلام غیرخوراکی و خدمات (مانند مسکن، تفریح، آموزش و کالاهای لوکس) است. به‌عبارت‌دیگر اقلام خوراکی دارای کشش تقاضای درآمدی و قیمتی پایینی هستند. یعنی حتی با افزایش شدید قیمت‌ها، خانوارها نمی‌توانند مصرف این کالاها (نان، برنج، لبنیات و...) را به‌شدت کاهش دهند. علاوه بر این اثر تورم بر قدرت خرید و رفتار تخصیص بودجه تورم، معمولاً با کاهش قدرت خرید حقیقی (کاهش درآمد واقعی) خصوصاً برای دهک‌های پایین و متوسط درآمدی همراه است. در نتیجه، این افراد مجبور می‌شوند برای تأمین نیازهای اولیه و ضروری (در رأس آن غذا)، تخصیص بودجه خود را از

کالاهای غیراساسی و رفاهی (مانند تفریح، پوشاک غیرضروری، مسافرت و...) به سمت کالاهای اساسی (غذا) تغییر دهند. نکته مهم در این زمینه این است که افزایش ضریب انگل ناشی از تورم، برخلاف افزایش طبیعی ضریب انگل در دهک‌های پایین درآمدی، نشان‌دهنده کاهش رفاه اقتصادی است. خانوارها با فقیرتر شدن در اثر تورم، ناچار می‌شوند بخش بزرگ‌تری از بودجه محدود خود را صرف زنده‌ماندن کنند، درحالی‌که سهم هزینه‌های آموزشی، فرهنگی و پس‌انداز کاهش می‌یابد یا حذف می‌شود.

اثر نرخ بیکاری بر ضریب انگل مثبت و معنادار است؛ به این معنی است که با افزایش نرخ بیکاری، سهم هزینه‌های خوراکی از کل هزینه‌های خانوار افزایش می‌یابد. در توجیه این نتیجه‌گیری می‌توان گفت بیکاری به معنای کاهش یا ازدست‌دادن کامل درآمد است. وقتی یک خانوار با بیکاری سرپرست یا یکی از اعضای اصلی مواجه می‌شود، درآمد کلی آن به‌شدت کاهش پیدا می‌کند. در این شرایط، هزینه‌های غیرضروری و کالاهای لوکس مانند تفریح، سفر، خرید پوشاک جدید، یا حتی آموزش‌های گران‌قیمت، اولین مواردی هستند که حذف می‌شوند یا به‌شدت کاهش می‌یابند. این در حالی است که هزینه‌های مربوط به کالاهای ضروری مانند غذا، مسکن و بهداشت، به دلیل ماهیت حیاتی‌شان، کمتر قابل‌کاهش هستند. به همین دلیل، در سبد هزینه‌ای جدید، سهم هزینه‌های خوراکی به نسبت کل هزینه‌ها افزایش می‌یابد، حتی اگر حجم مطلق خرید مواد غذایی ثابت مانده یا اندکی کاهش‌یافته باشد. همچنین افزایش نرخ بیکاری در سطح کل جامعه، نشانه‌ای از رکود اقتصادی و عدم‌اطمینان نسبت به آینده است که نشان می‌دهد حتی خانوارهایی که در حال حاضر شغل دارند، با دیدن افزایش بیکاری در جامعه، ممکن است بااحتیاط بیشتری رفتار کرده و از هزینه‌های غیرضروری خود بکاهند که در نتیجه این رفتار احتیاطی، سهم هزینه‌های خوراکی در کل هزینه‌ها افزایش می‌یابد.

اثر آموزش بر ضریب انگل معنادار نمی‌باشد. نامعنادار بودن اثر آموزش بر ضریب انگل به این معنی است که در داده‌های موردبررسی، رابطه آماری مشخص و قابل استنادی بین سطح تحصیلات خانوار و سهم هزینه‌های خوراکی از کل هزینه‌ها وجود ندارد. این عدم‌معناداری می‌تواند به چند دلیل می‌تواند اتفاق افتد. آموزش معمولاً از طریق افزایش درآمد بر الگوی مصرف تأثیر می‌گذارد. افراد با تحصیلات بالاتر، اغلب به مشاغل با درآمد بیشتر دست پیدا می‌کنند. این افزایش درآمد است که باعث می‌شود سهم هزینه‌های خوراکی کاهش یابد (همان‌طور که در قانون انگل آمده است)، نه خودآموزش. علاوه بر این، عوامل دیگری مانند تورم بالا، رکود اقتصادی، بیکاری و نابرابری درآمدی ممکن است اثرات قوی‌تری بر الگوی مصرف خانوارها داشته باشند و تأثیر آموزش را تحت‌الشعاع قرار دهند. در شرایطی که قدرت خرید کاهش می‌یابد، خانوارها (صرف‌نظر از سطح تحصیلات) مجبور به کاهش هزینه‌های غیرضروری می‌شوند تا بتوانند نیازهای اولیه مانند غذا را تأمین کنند. این اثر می‌تواند رابطه موردانتظار بین آموزش و ضریب انگل را ضعیف یا نامعنادار کند.

همچنین آموزش زمانی می‌تواند به طور مستقیم بر رفاه و الگوی مصرف تأثیر بگذارد که با سیاست‌های حمایتی مناسبی مانند دسترسی به شغل مرتبط با رشته تحصیلی، تسهیلات مالی برای راه‌اندازی کسب‌وکار و... همراه باشد. اگر چنین سیاست‌هایی به‌درستی اجرا نشوند، ممکن است افراد تحصیل‌کرده نیز با مشکلات مالی مواجه شوند که از نظر آماری، تأثیر تحصیلات آن‌ها بر ضریب انگل را از بین ببرد.

همان‌طور که در دو جدول مشخص است اثر سهم هزینه مسکن از کل هزینه‌ها در اقتصاد ایران اثر منفی و شدیدی بر ضریب انگل دارد که مطابق نتایج صالحی اصفهانی (۱۴۰۳) می‌باشد. به‌عبارت‌دیگر، وقتی هزینه مسکن سهم بزرگ‌تری از کل هزینه‌ها را به خود اختصاص می‌دهد، به دلیل فشار مالی ناشی از آن، خانوارها مجبور می‌شوند هزینه‌های خود را در سایر بخش‌ها، از جمله در بخش خوراکی را کاهش دهند که منجر به کاهش ضریب انگل می‌شود. دلیل این پدیده را می‌توان این‌گونه تحلیل کرد مسکن به‌عنوان یک نیاز اساسی و غیرقابل‌اجتناب، اولویت بالایی در سبد هزینه‌ای خانوارها دارد. به‌ویژه در شرایطی که قیمت مسکن رشد چشمگیری دارد، خانوارها مجبورند بخش زیادی از درآمد خود را به آن اختصاص دهند. در نتیجه برای جبران افزایش هزینه مسکن، خانوارها چاره‌ای جز کاهش هزینه‌های غیرضروری یا حتی ضروری دیگر ندارند. نکته مهم در این زمینه این است که کاهش ضریب انگل در این شرایط، نشان‌دهنده افزایش رفاه واقعی نیست، بلکه بیانگر فشار اقتصادی شدید است. به‌عبارت‌دیگر، این کاهش یک کاهش اجباری است و نه کاهش ناشی از افزایش درآمد و بهبود وضعیت اقتصادی. این پدیده می‌تواند نشانه‌ای از فقر و فشار اقتصادی بر خانوارها باشد، زیرا آنها مجبورند برای تأمین نیاز مسکن، از نیازهای اولیه دیگر خود مانند خوراک بکاهند.

اثر تحریم بر ضریب انگل در هر دو بخش روستایی و شهری مثبت و معنادار است. به‌عبارت‌دیگر با تشدید تحریم‌ها، ضریب انگل افزایش می‌یابد و با کاهش تحریم‌ها همان‌گونه که در بخش توصیف داده‌ها نیز مشخص است ضریب انگل کاهش‌یافته است. تحریم‌های اقتصادی معمولاً از طریق کانال‌هایی مانند کاهش درآمدهای نفتی دولت، کاهش تولید، افزایش نرخ ارز و تورم (به‌ویژه تورم کالاهای اساسی و خوراکی)، قدرت خرید خانوارها، به‌ویژه اقشار کم‌درآمد را به‌شدت کاهش می‌دهند و با کاهش درآمد سهم هزینه خوراک از کل درآمد (ضریب انگل) افزایش می‌یابد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که تأثیر منفی تحریم بر افزایش ضریب انگل در مناطق شهری تقریباً دوبرابر مناطق روستایی بوده است. در توجیه آن می‌توان گفت اقتصاد مناطق شهری به دلیل وابستگی بیشتر به بخش‌های تجاری، صنعتی، خدماتی و مالی که به طور مستقیم از تحریم‌ها متأثر می‌شوند (مانند صادرات، واردات، تولید و بازار سرمایه)، در مقابل شوک‌های اقتصادی (مانند تحریم) حساس‌تر هستند. در مقابل، بخش روستایی اغلب بیشتر متکی بر

کشاورزی و تولیدات داخلی است که ممکن است تا حدی از نوسانات اقتصاد کلان ناشی از تحریم‌ها ایزوله باشد.
همچنین اثر نرخ شهرنشینی اثر معنی‌داری بر ضریب انگل در هر دو بخش روستایی و شهری ندارد. در توجیه آن می‌توان گفت باوجود افزایش نرخ شهرنشینی، به دلیل بالابودن هزینه‌های زندگی (مانند اجاره مسکن)، بخش قابل‌توجهی از درآمد خانوارها همچنان به هزینه‌های ضروری (مانند غذا) اختصاص می‌یابد و در نتیجه، نمی‌تواند بر ضریب انگل اثر معنی‌داری بگذارد. در نتیجه، عدم‌وجود رابطه معنی‌دار بین نرخ شهرنشینی و ضریب انگل در ایران، نشان‌دهنده پیچیدگی و ویژگی‌های خاص اقتصادی و اجتماعی جامعه ایرانی است و تنها با افزایش شهرنشینی نمی‌توان انتظار کاهش ضریب انگل را داشت.

۵ نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف تحلیل ضریب انگل در استان‌های ایران و عوامل مؤثر بر آن طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲، نابرابری‌های رفاهی چشمگیر در سطح استانی و منطقه‌ای را به طور واضحی مستند کرده است. تحلیل داده‌های درآمد - مصرف خانوار نشان داد که ضریب انگل، به‌عنوان شاخصی برای سنجش استاندارد زندگی، دارای روندهای نوسانی قوی و تفاوت‌های فضایی معناداری بین استان‌های ایران است.
تحلیل فضایی ضریب انگل نشان داد که در بخش شهری، استان‌هایی نظیر تهران، البرز و قم به طور مداوم پایین‌ترین ضرایب (بالاترین رفاه نسبی) و استان‌های سیستان و بلوچستان، ایلام و برخی استان‌های غربی و جنوبی بالاترین ضرایب (پایین‌ترین رفاه نسبی) را تجربه کرده‌اند. این توزیع جغرافیایی نابرابر، تمرکز درآمد و فرصت‌های اقتصادی در مرکز و شمال کشور را تأیید می‌کند. در بخش روستایی نیز، ضریب انگل عموماً بالاتر از بخش شهری است که آسیب‌پذیری بیشتر برای خانوارهای روستایی به‌ویژه در استان‌های جنوب شرق و غربی را نشان می‌دهد.
روند زمانی ضریب انگل حکایت از یک کاهش نسبی (۱۳۹۲-۱۳۹۶) و افزایش شدید (۱۴۰۰-۱۳۹۶) و کاهش مجدد (۱۴۰۲-۱۴۰۱) دارد. افزایش شدید ضریب انگل در دوره ۱۴۰۰ -۱۳۹۶ در تقریباً تمامی استان‌ها، به ویژه در نقاط محروم‌تر مانند سیستان و بلوچستان و ایلام، اثرات مستقیم و مخرب تحریم‌ها و تورم فزاینده بر قدرت خرید و امنیت غذایی خانوارها را به وضوح منعکس می‌کند. کاهش قابل ملاحظه ضریب انگل در سال‌های ۱۴۰۲-۱۴۰۱ می‌تواند ناشی از رشد اقتصادی مثبت، افزایش محسوس یارانه‌های نقدی، و به ویژه سهم فزاینده هزینه‌های مسکن از کل سبد هزینه‌ای باشد. نکته مهم این است که این کاهش در استان‌های با درآمد پایین، شدیدتر بوده که تأثیر مثبت یارانه‌های هدفمند بر کاهش نابرابری در این مناطق را برجسته می‌سازد. با این حال، افزایش سهم مسکن نشان می‌دهد که کاهش ضریب انگل لزوماً به معنای بهبود کامل رفاه نیست، بلکه می‌تواند ناشی از جایگزینی اجباری هزینه‌ها و فشار بالای هزینه‌های غیرغذایی ضروری باشد.
برآوردهای اقتصادسنجی داده‌های تابلویی برای عوامل تعیین‌کننده ضریب انگل نشان می‌دهد که درآمد خانوار، تورم، نرخ بیکاری سهم هزینه مسکن و تحریم‌ها عوامل کلیدی تأثیرگذار بر ضریب انگل در هر دو بخش شهری و روستایی هستند. نتایج این تحقیق، ضمن تأیید بنیادین قانون انگل - که با افزایش درآمد، سهم هزینه‌های خوراکی کاهش می‌یابد برخی عوامل کلان اقتصادی و فشار نهادی، همانند تورم، نرخ بیکاری و تحریم‌ها این مسیر را مختل کرده و به‌عنوان نیروی معکوس‌کننده عمل می‌کنند. در این میان هزینه مسکن اثر منفی و شدیدی بر ضریب انگل دارد که نشان می‌دهد در شرایط کنونی اقتصاد ایران، مسکن به‌عنوان یک کالای ضروری، اولویت اول را در تخصیص بودجه خانوار دارد و افزایش سهم آن منجر به کاهش سهم سایر هزینه‌ها از جمله غذا می‌شود. کاهش ضریب انگل در نتیجه فشار تأمین مسکن، نشانه‌ای از فشار اقتصادی و نه بهبود وضعیت مالی و افزایش رفاه است.
بنابراین برای دستیابی به بهبود پایدار رفاه، باید بر روی ایجاد شغل پایدار و افزایش درآمد حقیقی در استان‌های دارای ضریب انگل بالا از طریق برنامه‌های توسعه‌ای منطقه‌ای متناسب با پتانسیل‌های اقتصادی هر استان (مانند صنایع‌دستی، گردشگری یا کشاورزی نوین) تمرکز شود. اگرچه افزایش سهم مسکن به کاهش عددی ضریب انگل منجر شده، اما رفاه واقعی را تهدید می‌کند، لذا سیاست‌های کنترل و مدیریت هزینه‌های مسکن در مناطق شهری پردرآمد (مانند تهران و البرز) ضروری است تا بخش کمتری از درآمد خانوار صرف اجاره و مسکن شود و قدرت مصرف برای سایر بخش‌ها (به‌ویژه سرمایه‌گذاری و آموزش) افزایش یابد.
به طور خلاصه، رفاه پایدار و کاهش نابرابری در ایران نیازمند گذار از سیاست‌های کلان یکسان به مداخلات هدفمند منطقه‌ای است که علاوه بر تثبیت اقتصاد کلان، به طور خاص محرومیت‌های مناطق مرزی و روستایی را نشانه رود.

تأمین مالی
نویسندگان اعلام کردند که هیچ حمایت مالی برای این پژوهش وجود ندارد.

تضاد منافع
نویسندگان اعلام کردند که هیچگونه تضاد منافع برای این پژوهش وجود ندارد.

اعلام استفاده از هوش مصنوعی
نویسنده/نویسندگان اعلام می‌کنند که در تولید، نگارش و تحلیل این مقاله از هیچ‌گونه ابزار یا فناوری هوش مصنوعی استفاده نشده است.

مشارکت نویسندگان
نویسندگان در مفهوم‌سازی و نگارش مقاله مشارکت داشتند. همه نویسندگان محتوای مقاله را تایید کردند و در مورد تمام جنبه‌های کار توافق داشتند.

تشکر و قدردانی
نویسندگان از داوران نشریه تشکر می‌کنند.

منابع

Alesina, A., & Rodrik, D. (1994). Distributive politics and economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, *109*(2), 465–490. https://doi.org/10.2307/2118470

Arndt, C., & Tarp, F. (Eds.). (2016). *Measuring poverty and wellbeing in developing countries* (pp. 3–9). Oxford University PressOxford. https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780198744801.003.0001

Backus, D. K., Kehoe, P. J., & Kydland, F. E. (1992). International real business cycles. *Journal of Political Economy*, *100*(4), 745–775. http://www.jstor.org/stable/2138686

Carroll, C. D., Dynan, K. E., & Krane, S. D. (2003). Unemployment risk and precautionary wealth: Evidence from households' balance sheets. *The Review of Economics and Statistics*, *85*(3), 586–604. http://www.jstor.org/stable/3211699

Chai, J. C. H. (1992). Consumption and living standards in China. *The China Quarterly*, *131*, 721–749. https://doi.org/10.1017/S0305741000046348

Chen, M. (2022). Engel's law in China: Some new evidence. *Review of Development Economics*, 26(3), *1640-1662*. DOI: 10.1111/rode.12887

Clements, K. W. (2019). Four laws of consumption. *Economic Record*, *95*(310), 358–385. https://doi.org/10.1111/1475-4932.12491

Clements, K. W., & Si, J. (2018). Engel's law, diet diversity, and the quality of food consumption. *American Journal of Agricultural Economics*, *100*(1), 1–22. https://doi.org/10.1093/ajae/aax053

Deaton, A. (2003). Health, inequality, and economic development. *Journal of Economic Literature*, *41*(1), 113–158. https://doi.org/10.1257/0022051033215 44710

Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980). *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CBO978051180 5653

Easterly, W., & Fischer, S. (2000). *Inflation and the Poor* (Policy Research Working Paper, Issue 2335). The World Bank. http://hdl.handle.net/10986/18842

Enakhe, O. B., & Tamuno, S. (2021). Poverty, Unemployment and Food Insecurity: Empirical Evidence from Nigeria. *Asian Journal of Economics, Business and Accounting*, 107–123. https://doi.org/10.9734/ajeba/2021/v21i 630395

Goodman, L. S., & Mayer, C. (2018). Homeownership and the American Dream. *Journal of Economic Perspectives*, *32*(1), 31–58. https://doi.org/10.1257/jep.32.1.31

Grossman, M. (2006). education and nonmarket outcomes. *Handbook of the Economics of Education*, *1*(1), chapter 10, 577-633.

Huang, Y., & Tian, X. (2019). Food accessibility, diversity of agricultural production and dietary pattern in rural China. *Food Policy*, *84*, 92–102. https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2019.03.002

Jappelli, T., & Pistaferri, L. (2017). *The Economics of Consumption* (Vol. 1). Oxford University Press. https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780199383146.001.0001

Mehare, A., Abdisa, L. T., & Hundie, S. K. (2025). Food price changes, household food and nutrition security in Ethiopia: Evidence from household level analysis through a gender lens. *Food Science & Nutrition*, *13*(7), 1-16. https://doi.org/10.1002/fsn3.70685

Moghaddasi Kelishomi, A., & Nisticò, R. (2022). Employment effects of economic sanctions in Iran. *World Development*, *151*, 105760. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2021.105760

Mohammadi-Nasrabadi, F., Ghodsi, D., Haghighian-Roudsari, A., Esfarjani, F., Khoshfetrat, M.-R., Houshialsadat, Z., Mohammadi-Nasrabadi, M., Fadavi, G., & Majdzadeh, R. (2023). Economic sanctions affecting household food and nutrition security and policies to cope with them: A Systematic review. *International Journal of Health Policy and Management*, *12*, 7362. https://doi.org/10.34172/ijhpm.2023.7362

Mutisya, M., Ngware, M. W., Kabiru, C. W., & Kandala, N. (2016). The effect of education on household food security in two informal urban settlements in Kenya: a longitudinal analysis. *Food Security*, *8*(4), 743–756. https://doi.org/10.1007/s12571-016-0589-3

Parvin, S., Shakeri, A., & Naseri, S. (2022). Welfare effects of economic sanctions: The case of Iran. *Economics Research*, *22*(84), 11–38. https://doi.org/10.22054/joer.2022.68460.1071

Paul Schultz, T. (2002). Why governments should invest more to educate girls. *World Development*, *30*(2), 207–225. https://doi.org/10.1016/S0305-750X(01)00107-3

Perotti, R. (1996). Growth, income distribution, and democracy: What the data say. *Journal of Economic Growth*, *1*(2), 149–187. https://doi.org/10.1007/BF00138861

Rastegar, H., Morasae, E. K., & Doshmangir, L. (2025). The dynamics of mental health policy in Iran over the last century. *BMC Psychology*, *13*(1), 51. https://doi.org/10.1186/s40359-025-02384-x

Ravallion, M. (2001). Growth, inequality and poverty: Looking beyond averages. *World Development*, *29*(11), 1803–1815. https://doi.org/10.1016/S0305-750X(01)00072-9

Rees, A. (1965). Human capital: A theoretical and empirical analysis with special reference to education. *The American Economic Review*, *55*(4), 958–960. http://www.jstor.org/stable/1823991

Reyes-García, V., Angelsen, A., Shively, G. E., & Minkin, D. (2019). Does income inequality influence subjective wellbeing? Evidence from 21 developing countries. *Journal of Happiness Studies*, *20*(4), 1197–1215. https://doi.org/10.1007/s10902-018-9992-0

Saeediankia, A., Majdzadeh, R., Haghighian-Roudsari, A., & Pouraram, H. (2023). The effects of subsidies on foods in Iran: A narrative review. *Frontiers in Sustainable Food Systems*, *6*, 1-7. https://doi.org/10.3389/fsufs.2022.1053851

Salehi-Isfahani, D. (2023). The impact of sanctions on household welfare and employment in Iran. *Middle East Development Journal*, *15*(2), 189–221. [in Persian]

Xie, Q., Yi, F., & Tian, X. (2023a). Disparate changes of living standard in China: Perspective from Engel's coefficient. *China Agricultural Economic Review*, *15*(3), 481–505. https://doi.org/10.1108/CAER-03-2022-0046

Xie, Q., Yi, F., & Tian, X. (2023b). Disparate changes of living standard in China: Perspective from Engel's coefficient. *China Agricultural Economic Review*, *15*(3), 481–505. https://doi.org/10.1108/CAER-03-2022-0046

[۱] دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. ایمیل: a.khademikolahloo@mail.sbu.ac.ir
[۲] استادیار گروه اقتصاد، دانشکده کسب و کار و اقتصاد، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران. ایمیل: Hd.keshavarz@pgu.ac.ir

https://doi.org/10.1080/17938120.2023.2248697

Savari, M., Sheykhi, H., & Amghani, M. S. (2020). The role of educational channels in the motivating of rural women to improve household food security. *One Health*, *10*, 100150. https://doi.org/10.1016/j.onehlt.2020.100150

Stone, R. (1954). Linear expenditure systems and demand analysis: An application to the pattern of British demand. *The Economic Journal*, *64*(255), 511-527. https://doi.org/10.2307/2227743

[1] M.A student in economic, Faculty of Economic, University of Shahid Beheshti, Tehran, Iran, a.khademikolahloo@mail.sbu.ac.ir
[2] Assistant Prof., Department of Economics, School of Business and Economics, Persian Gulf University, Bushehr, Iran, hd.keshavarz@pgu.ac.ir