

Research Paper

The Impact of Inflation, Monetary Policy, and Economic Uncertainty on Higher Education: A Study of Selected Islamic Countries

Mohammad Reza Babaei Semiromi*¹ 

¹ Assistant Professor, Department of Economics, Payame Noor University (PNU), Tehran, Iran, Email: mo_reza_babaei@pnu.ac.ir

[10.22080/mrl.2025.28203.2132](https://doi.org/10.22080/mrl.2025.28203.2132)**Received:**

December 13, 2024

Accepted:

April 25, 2025

Available online:

May 31, 2025

Keywords:

Higher education, inflation, economic policy uncertainty, monetary policy

Abstract

Higher education serves human resource development and national transformation through education, research, and social service. Since the Great Depression of 1929 until the COVID-19 pandemic, various research efforts have been made to analyze the effects of economic uncertainty on underlying indicators, including higher education. After the information technology revolution and its intermittent spread to developing countries, the increased attention of households to higher education, as well as the increased demand for educated labor by firms, has had an increasing and then decreasing trend from 2000 to 2019. This study examined the impact of economic variables, especially inflation, monetary policies, and economic policy uncertainty, on the demand for higher education enrollment. The countries studied included Iran, Turkey, Egypt, Jordan, Kuwait, Oman, Saudi Arabia, Qatar, and Pakistan. The period studied was from 1971 to 2022. The econometric method used in examining the model was the generalized system moment method. The results of the study showed that GDP per capita, secondary school enrollment rate, urbanization ratio to total population, global uncertainty index, and broad money as an indicator of monetary policies and the share of education expenditure in government expenditure had a positive and significant effect, and on the other hand, the consumer price index and the interaction of inflation, money, and uncertainty had a negative and significant effect on the demand for enrollment in higher education. The share of household expenditures to total GDP and the ratio of the young population to the total population did not significantly affect the demand for enrollment in higher education in the countries studied.

***Corresponding Author:** Mohammad Reza Babaei Semiromi

Address: Department of Economics, Payame Noor University (PNU), Tehran, Iran.

Email: mo_reza_babaei@pnu.ac.ir

Tel: 09112144125



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 1950s marked the beginning of attention to higher education as a driver of human capital and its role in developed societies' economic growth and development (Schultz, 1961). One of the factors affecting higher education enrolment rates in developing countries is the risk and uncertainty arising from domestic and international economic tensions. Events such as the 2008/09 financial crisis and geopolitical tensions have exacerbated economic policy uncertainties (Bloom, 2009). A review of studies shows that less attention has been paid to the possible effects of economic policy uncertainty and monetary variables on infrastructure sectors, such as education, in developing countries. In Iran and neighboring countries, various sociological (upward and downward trends in population growth due to changes in marriage, divorce, and birth rates), cultural, and economic (consumption and savings preferences of households, living expenses, etc.) reasons have led to a sharp upward and then downward trend in the desire for higher education. For example, in the case of Iran, the cost of education has increased sharply in recent years to the extent that the average annual gross household

$$EDU_{i,t} = f(SE_{i,t}, GDP_{i,t}, GE_{i,t}, YP_{i,t}, Ur_{i,t}, CPI_{i,t}, FC_{i,t}, HUI_{i,t}, WUI_{i,t}, BM_{i,t})$$

(1)

In equation (1), i represents the i -th country, t is time, $GDP_{i,t}$ is gross domestic product per capita, $SE_{i,t}$ is secondary school enrollment rate, $GE_{i,t}$ is the share of education expenditure in government expenditure as a proportion of GDP, $YP_{i,t}$ is the ratio of the youth population to the total population, $Ur_{i,t}$ is the ratio of

expenditure in 2022 increased by more than 70 percent compared to 2021 (Summary of Economic Developments of the Country, Central Bank of the Islamic Republic of Iran). This study attempts to examine the relationship between economic policy uncertainty and monetary variables on higher education enrollment in selected developing countries, including Iran. The research questions are: (1) What is the impact of economic policy uncertainty on higher education? (2) How does inflation affect higher education? (3) What is the impact of monetary policy on the demand for higher education? To answer the above questions, the relationship between monetary variables and higher education enrollment in culturally similar countries is examined. Iran, Turkey, Qatar, Egypt, Saudi Arabia, Pakistan, Jordan, Kuwait, Oman, and Qatar were selected as the study population. The study period is from 1971 to 2022.

2. Methods

The source of quantitative information is the *World Bank Statistical System*. In line with the hypotheses and according to the research's theoretical literature, the dependent variable $EDU_{i,t}$ is the number of enrollments in higher education in the i -th country at time t . Accordingly, the functional relationship (1) is defined.

urbanization to the total population, $CPI_{i,t}$ is the consumer price index based on the base year 2010, $FC_{i,t}$ is the share of household expenditure to the total GDP, $WUI_{i,t}$ is the global uncertainty index of Ahir et al. (2022), and $BM_{i,t}$ is the broad money, as an indicator of monetary policy. To examine the dynamics of the

relationship, the variable of higher education enrollment with a lag $EDU_{i,t-1}$, is included as the independent variable of the model. To examine the effect of monetary policies more precisely, the interaction of the monetary variable and global uncertainty in the model will be calculated by entering the variable $WUI_{i,t} * BM_{i,t}$ and the variable $WUI_{i,t} * CPI_{i,t} * BM_{i,t}$.

Given the existence of a dependent variable with an interval as the dependent variable, the generalized system moment method SYS-GMM will be used. This method has advantages such as considering cross-sectional heterogeneities and more data, eliminating biases in cross-sectional regressions, which will result in more accurate estimates, higher efficiency, and less collinearity in the results. Wooldridge (2001) believes that the GMM method is a useful approach in the presence of variance heterogeneity.

3. Results

From the perspective of descriptive statistics, regarding the general price level, the highest average value during the study period belonged to Jordan, which had the highest standard deviation of the general price level among the countries studied. Regarding the volume of money, the highest dispersion during the study

period belonged to Iran, and the lowest dispersion of the volume of money belonged to Oman. Regarding the uncertainty of economic policies, Turkey, Pakistan, and Iran had the highest degree of uncertainty, respectively, and Qatar had the lowest degree of uncertainty. In most cases, the correlation coefficient between the research variables is significant. Except for the World Uncertainty Index (WUI), other variables were included in the calculations in logarithmic form. Before testing the stationarity of the research variables, the dependence test between the sections (Pesaran, 2004) should be performed to select the appropriate unit root test. Table 1 shows this test on the exponential variables of the research. According to the calculations, there is a cross-sectional dependence for other variables, except for the variable of the logarithm of the share of household expenditure in the GDP. Therefore, to examine the unit root of the cross-sectional dependent variables, the Pesaran (2003) unit root test was used, and for the other variable, the usual Fisher unit root test was used (Table 2). Fisher's chi-square statistic for the variable of the logarithm of the share of household expenditure in the total GDP was 39 with a significance level (null hypothesis of the existence of a unit root) equal to zero.

Table 1. Pesaran (2004) Cross-sectional dependence test for research variables

	WUI	LED	LBM	LFC	LCPI	LUR	LYP	LGE	LSE	LGDP
CD	2.72	40.67	42.28	-1.14	41.3	20.09	40.89	4.78	36.6	7.52
Significance level	0.00	0.00	0.00	0.25	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Null hypothesis: no cross-sectional dependence

Table 2. Stationarity test for variables with cross-sectional dependence

	WUI	LED	LBM	LCPI	LUR	LYP	LGE	LSE	LGDP
chi-square statistic	-6.14	-2.16	-3.39	-1.86	-2.48	1.69	-2.52	0.44	-2.13
Significance level	0.00	0.01	0.00	0.05	0.00	0.45	0.00	0.67	0.03

Null hypothesis: existence of a unit root

Table 3. Panel Kao Covariance Test

ADF statistic	P-Value (No Co-integration)	Variance of residuals
-4.564	0.00	0.017

Given that some variables at the level had a unit root, the *Kao panel covariance test* was used to examine the long-term relationship between the research variables. Table 3 shows the results of this test. The calculations indicate that the null hypothesis is not confirmed, based on the absence of covariance between the research variables. As a result, the existence of a long-term relationship between the variables is evident. In the

next step, the generalized system moment model was estimated. According to Table 4, at a 95% confidence level, the coefficient of the ratio of the youth population to the total population of the society, the share of household expenditures to the total GDP, the share of educational expenditures in government expenditures, and the urbanization rate do not significantly affect enrollment in higher education.

Table 4. The System GMM estimation

Variable	Coefficient S.D. (P.Value)	Variable	Coefficient S.D. (P.Value)
LED (-1)	0.7 0.14 (0.00)	LUR	0.08 0.45 (0.05)
LBM	0.71 0.37 (0.05)	LYP	2.17 1.38 (0.11)
LFC	-0.11 0.47 (0.8)	LCPI	-0.51 0.26 (0.04)
LGDPP	0.7 0.14 (0.00)	WUI	7.56 3.97 (0.05)
LGE	0.75 0.46 (0.1)	$WUI_{i,t} * LBM_{i,t}$	0.00005 0.00002 (0.05)
LSE	0.51 0.2 (0.01)	$WUI_{i,t} * LCPI_{i,t} * LBM_{i,t}$	-0.1 0.056 (0.05)
intercept	-14.47 6.85 (0.03)		
R^2	0.793		
Sargan	0.73 (0.39)		
AR(2)	1.02 (0.35)		

The remaining coefficients have a significant effect on enrollment in higher education in the countries studied. Two tests are performed to ensure the appropriateness of the GMM method. One is the Sargan test, which is used to examine the validity of over-detection (i.e., the appropriateness of the instrumental variables). The null hypothesis of this test is the validity of the instruments used. The second test is to examine the autocorrelation in the residuals of the model estimation. Arellano and Bond (1991) stated that in GMM estimation, the disturbing terms should have a first-order serial correlation AR(1) and a second-order serial uncorrelation AR(2). The Sargan statistic value indicates that the null hypothesis (the validity of the instrumental variables in the estimation or the absence of correlation between the instrumental variables and the residuals) is not rejected and that the instrumental variables used in the estimation process are confirmed. Arellano and Bond test indicates that the null hypothesis (the absence of second-order autocorrelation in the disturbing terms) is not rejected; therefore, the model parameter estimation method is confirmed.

A one percent increase in enrollment in higher education increases enrollment demand in the following year by 0.7 percent, which is a significant amount, to the extent that a one percent increase in broad money increases the demand for enrollment in higher education by 0.7 percent. Iran and most countries studied usually have structural budget deficits and government dependence on financing through money printing. Gross domestic product per capita has a positive and significant effect on enrollment in higher education. A one percent increase in GDP per capita will increase enrollment in

higher education by 0.7 percent. The share of educational expenditures in government expenditures has a significant impact on the willingness to enroll in higher education. A one percent increase in the share of government educational expenditures will increase higher education enrollment by 0.7 percent. Secondary school enrollment has a positive and significant impact on enrollment in higher education. With a one percent increase in secondary school enrollment, we will have a 0.5 percent increase in enrollment in higher education. The urbanization rate has had a positive, minor, and significant effect on enrollment in higher education. A one percent increase in the urbanization rate has caused a 0.08 percent increase in the demand for enrollment in higher education in the studied countries. This result is consistent with the findings of the research conducted by Nazem Bekaei et al. (2017) on the Iranian economy. An increase in prices has a negative and significant effect on enrollment in higher education. With a one percent increase in the general level of prices, enrollment in higher education has decreased by 0.51 percent. The economic policy uncertainty index of the countries studied has positively and significantly impacted enrollment in higher education. The ratio of the young population to the total population has not had a significant effect on enrollment in higher education. A one-point increase in this index has led to a 7.56 percent increase in enrollment in higher education.

4. Conclusion

Monetary policies are expressed in the form of changes in the volume of broad money in the economy. This study observes a significant effect of broad money on enrollment demand in higher



education. On the other hand, due to the low per capita income in most of the countries studied, the real costs of higher education in these countries are high. With the increase in the volume of money in the economy, a significant amount of the cost of education in these countries is covered by borrowing and using printed money. The share of household spending in total GDP does not have a significant effect on enrollment in higher education in the countries studied. Education spending is considered a part of household spending, and due to the high expenditure on meeting basic needs, enrollment in higher education will not increase significantly with an increase in the marginal propensity to consume in the economies studied. An increase in GDP per capita will lead to an increase in household income and demand for goods and services, including higher education. On the other hand, with an increase in GDP per capita, the demand for hiring unskilled, skilled, and specialized human resources increases. Students and applicants to higher education institutions will be more inclined to enroll in higher education when unemployment rates decrease. This finding is consistent with the results of Kiorala et al. (2024). The amount of government spending was studied in allocating budgets to education, improving facilities, and increasing attractiveness for applicants. Some countries studied have very high GDP and national income, and in others studied, the opposite is true. Considering the increase in the general level of prices, it indicates the poor state of higher education in the government budget. The report explains that an examination of the composition of the funds of the Ministry of Science, Research, and Technology and other educational, research and welfare centers affiliated with it in the 2024 budget bill

shows that the dependence of the costs of the above-mentioned institutions on public funds has decreased by 4 percent compared to the 2023 approved budget (which was estimated at 73 percent). Inflation will reduce the purchasing power of most of society, including the demand for entry into higher education. For example, in the case of Iran, according to statistics published by the Central Bank of the Islamic Republic of Iran (2024), the cost of education in 2023 increased by more than 70 percent compared to 2022, which was due to inflation and the increase in the cost of providing educational services. Increased uncertainty in society regarding the economic policies of the government and the central bank will lead to increased social uncertainty and fear of the future due to the inability to plan. Increased fear of the future will lead to increased demand for higher education to receive university degrees and increased employment opportunities in the countries studied. Increased economic policy uncertainty has led to the inability and incomplete goal setting of the government and economic planners. One of the factors affected by this issue will be an increase in the unemployment rate due to a decrease in the demand for human resources by active enterprises. Manufacturing firms will also act more cautiously due to increased economic uncertainty in producing goods and services. On the other hand, the decrease in demand for goods and services due to increased economic uncertainty in society will lead to a reduction and adjustment of human resources by firms. This increase in the unemployment rate causes graduate students to continue their education by seeking job opportunities due to a lack of job opportunities. The other two variables studied were the interaction of monetary

policies and economic policy uncertainty. Calculations indicate a very small and significant effect of the interaction of monetary policies and economic policy uncertainty on enrollment in higher education. On the other hand, introducing inflation has negatively and significantly affected this interaction. In this way, a one percent increase in the interaction of monetary policies, inflation, and economic policy uncertainty causes a 0.1 percent decrease in the demand for enrollment in higher education. The significant interaction effect indicates the tension of uncertainty in various government monetary and fiscal economic policies and

economic crises affecting the economies of the studied countries.

Funding

There is no funding support.

Contribution of the authors

The authors contributed to the conceptualization and writing of the article. All authors approved the content of the article and agreed on all aspects of the work.

Conflict of interest

The authors declared no conflict of interest.

علمی

تأثیر تورم، سیاست پولی و نااطمینانی اقتصادی بر آموزش عالی، مطالعه کشورهای منتخب اسلامی

محمد رضا بابایی سمیرمی*  IDاستادیار علوم اقتصادی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. ایمیل: mo_reza_babaei@pnu.ac.ir[10.22080/mrl.2025.28203.2132](https://doi.org/10.22080/mrl.2025.28203.2132)

چکیده

آموزش عالی برای توسعه نیروی انسانی و تحول ملی از طریق آموزش، پژوهش و خدمات اجتماعی کاربرد دارد. از زمان رکود بزرگ ۱۹۲۹ تا پس از پاندمی کووید-۱۹، تلاش‌های تحقیقاتی گوناگون، برای تحلیل اثرات عدم قطعیت اقتصادی بر شاخص‌های زیربنایی، از جمله آموزش عالی، صورت گرفته است. پس از انقلاب فناوری اطلاعات و گسترش با وقفه آن به کشورهای در حال توسعه و توجه بیشتر خانوارها به آموزش عالی و همچنین افزایش تقاضای نیروی کار تحصیل کرده توسط بنگاه‌ها، از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹، روند افزایشی و سپس نزولی داشته است. در این تحقیق، تأثیر متغیرهای اقتصادی به‌ویژه تورم، سیاست‌های پولی و همچنین نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر تقاضای ثبت نام در آموزش عالی بررسی شد. کشورهای مورد مطالعه، شامل ایران، ترکیه، مصر، اردن، کویت، عمان، عربستان، قطر و پاکستان بودند. دوره زمانی مورد مطالعه، از سال ۱۹۷۱ تا ۲۰۲۲ بود. روش اقتصادسنجی به‌کاررفته در بررسی مدل، روش گشتاور تعمیم‌یافته سیستمی بود. نتایج تحقیق نشان داد تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ ثبت نام در مقطع متوسطه، نسبت شهرنشینی به کل جمعیت، شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، پول گسترده به‌عنوان شاخص سیاست‌های پولی و سهم مخارج آموزشی در مخارج دولت، دارای تأثیر مثبت و معنادار و از سوی دیگر، شاخص قیمت مصرف‌کننده و برهم کنش تورم، پول و نااطمینانی دارای تأثیر منفی و معنادار بر تقاضای ثبت نام در آموزش عالی بودند. سهم مخارج خانوارها به کل تولید ناخالص داخلی و نسبت جمعیت جوان به کل جمعیت، تأثیر معناداری بر تقاضای ثبت نام در آموزش عالی در کشورهای مورد مطالعه نداشتند.

تاریخ دریافت:

۲۳ آذر ۱۴۰۳

تاریخ پذیرش:

۵ اردیبهشت ۱۴۰۴

تاریخ انتشار:

۱۰ خرداد ۱۴۰۴

کلیدواژه‌ها:

آموزش عالی؛ تورم؛ نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی؛ سیاست پولی

* نویسنده مسئول: محمد رضا بابایی سمیرمی

آدرس: دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

ایمیل: mo_reza_babaei@pnu.ac.ir

تلفن: ۰۹۱۱۲۱۴۴۱۲۵



© این اثر تحت مجوز بین المللی Creative Commons-Attribution-Non Commercial 4.0 می باشد

© تمام حقوق برای ناشر (دانشگاه مازندران) محفوظ است

۱ مقدمه

آموزش عالی، برای توسعه نیروی انسانی و تحول ملی از طریق سرمایه انسانی، پژوهش و خدمات اجتماعی کاربرد دارد. دهه ۱۹۵۰، سرآغاز توجه به آموزش عالی، به عنوان محرک سرمایه انسانی و نقش آن در رشد و توسعه اقتصادی جوامع توسعه یافته بود (شولتز، ۱۹۶۱). دستیابی به سطح بالای توسعه یافتگی در کشورهای پیشرفته، مرهون آموزش و به خصوص ارائه آموزش عالی است. طبق روشن و همکاران^۲ (۱۳۹۹)، طی سالهای اخیر، آموزش عالی با تغییرات زیادی مواجه بوده است که مهم ترین آن ها عبارت اند از: گسترش کمی آموزش عالی، افزایش مؤسسات عرضه کننده آموزش عالی توسط بخش خصوصی، اهمیت یافتن نقش آموزش عالی در تحقیق و نوآوری. در ادبیات اقتصاد، ثابت شده است که رشد آموزش، به طور مثبت به سطح رشد اقتصادی بستگی دارد (اوانسی و همکاران^۳، ۲۰۱۷؛ ژو و همکاران^۴، ۲۰۱۸؛ مانیکوک و یاماکا^۵، ۲۰۲۱). یکی از عواملی که در کشورهای در حال توسعه، بر میزان ثبت نام در آموزش عالی مؤثر است، ریسک و نااطمینانی ناشی از تنش های اقتصادی داخلی و بین المللی می باشد. رویدادهایی مانند بحران مالی ۲۰۰۸/۹، تنش های ژئوپلیتیکی، نااطمینانی های سیاست های اقتصادی را تشدید کردند (بلوم^۶، ۲۰۰۹). از زمان رکود بزرگ ۱۹۲۹ تا پس از پاندمی کووید-۱۹، تلاش های تحقیقاتی گوناگون، برای تحلیل اثرات عدم قطعیت اقتصادی بر شاخص های زیربنایی، از جمله آموزش عالی، صورت گرفته است (بورن و فایفر^۷، ۲۰۱۴؛ لیداک و لیو^۸، ۲۰۱۶؛ باسو و باندیک^۹، ۲۰۱۷؛ کویرالا و کامارا^{۱۰}، ۲۰۲۳). با مروری بر مطالعات، مشاهده می شود به تأثیرات احتمالی عدم قطعیت سیاست اقتصادی و متغیرهای پولی بر بخش های زیربنایی، مانند آموزش

و پرورش، در کشورهای در حال توسعه، توجه کمتری شده است. در ایران و کشورهای هم جوار، دلایل متعدد جامعه شناسی (رشد صعودی و نزولی رشد جمعیت به دلیل تغییر در نرخ ازدواج و طلاق و زاد و ولد)، فرهنگی و اقتصادی (ترجیحات مصرف و پس انداز خانوارها، هزینه های تأمین معاش و....)، باعث روند صعودی شدید و سپس نزولی تمایل به تحصیلات عالی بوده است. برای نمونه، در مورد ایران، هزینه تحصیل طی سال های اخیر با افزایش شدیدی روبه رو شده است. تا جایی که متوسط هزینه ناخالص سالانه خانوارها در سال ۱۴۰۱، نسبت به سال ۱۴۰۰، بیش از ۷۰ درصد افزایش داشته است (خلاصه تحولات اقتصادی کشور، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران). بنابراین بررسی تأثیر عامل اقتصاد بر تقاضای ثبت نام در آموزش عالی، امری ضروری به نظر می رسد. در همین راستا، این تحقیق سعی دارد ارتباط بین عدم قطعیت سیاست اقتصادی و متغیرهای پولی بر ثبت نام در سطح آموزش عالی، در کشورهای منتخب در حال توسعه شامل ایران را بررسی نماید. سؤالات تحقیق عبارت اند از: (۱) تأثیر نااطمینانی سیاست های اقتصادی بر آموزش عالی چیست؟ (۲) تورم چگونه بر آموزش عالی تأثیر می گذارد؟ (۳) سیاست پولی چه تأثیری بر تقاضای آموزش عالی دارد؟ برای پاسخ به سؤالات یادشده، ارتباط متغیرهای پولی با میزان ثبت نام در آموزش عالی کشورهای مشابه از نظر فرهنگی، بررسی می شود. کشورهای ایران، ترکیه، قطر، مصر، عربستان سعودی، پاکستان، اردن، کویت، عمان و قطر، به عنوان جامعه مورد مطالعه انتخاب شدند. دوره زمانی مطالعه نیز از سال ۱۹۷۱ تا ۲۰۲۲ می باشد.

⁶ Bloom⁷ Born and Pfeifer⁸ Leduc and Liu⁹ Basu and Bundick¹⁰ Koirala and Kamara¹ Schultz² Roshan et al³ Oancea et al⁴ Zhu et al.⁵ Maneejuk and Yamaka

۲ ادبیات نظری تحقیق

با بررسی کلی روند ثبت نام در آموزش عالی کشورهای مورد مطالعه، تقریباً یک روند مشابه صعود و نزول مشاهده می‌شود. از سال ۱۹۷۱ تا پایان دهه ۱۹۹۰، یک روند ملایم افزایش ثبت نام در آموزش عالی وجود داشت. پس از انقلاب فناوری اطلاعات و گسترش با وقفه آن به کشورهای در حال توسعه و توجه بیشتر خانوارها به آموزش عالی و همچنین افزایش تقاضای نیروی کار تحصیل کرده توسط بنگاه‌ها، از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹، روند افزایشی و سپس نزولی داشته است. پس از سال ۲۰۲۱، مجدداً روند صعودی ثبت نام در آموزش عالی شکل گرفته است. اوایل سال ۲۰۲۰، همه‌گیری کووید-۱۹، یک شوک جهانی بر اقتصادهای جهان وارد نمود که پس از بحران ۱۹۲۹، بی‌سابقه بوده است. یکی از بخش‌های متأثر از این همه‌گیری، بخش آموزش عالی بود. در مورد جامعه ایران، تعداد دانشجویان آموزش عالی از سال ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۷، از ۲۵۰۷۰۹ نفر به ۳۶۱۱۴ نفر رسیده است. بیشینه آن مربوط به سال ۱۳۹۲ با بیش از ۴ میلیون و ۸۰۰ هزار دانشجو می‌باشد.

اولین مطالعه معتبر یافت‌شده در مورد بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر تقاضای ثبت نام در آموزش عالی به تحقیق وندل^۱ (۱۹۵۶) بازمی‌گردد. عوامل مؤثر بر ثبت نام در آموزش عالی، در چهار گروه طبقه‌بندی می‌شوند: عوامل شخصی، عوامل اقتصادی، عوامل فرهنگی-اجتماعی و عوامل نهادی و ساختاری. جایگاه آموزش عالی در حوزه اقتصاد از دیدگاه‌های مختلفی بررسی شده است: دید مشتری‌گونه به دانشجویان (باکوتیت و گراندی^۲،

۲۰۱۲). نظریه‌های سرمایه انسانی (بکر^۳، ۱۹۹۳؛ ساچاروپولوس و پاترینوس^۴، ۲۰۰۴؛ استراونسکی و همکاران^۵، ۲۰۱۶) دیدگاه‌های اقتصادسنجی و رشد (سولو^۶، ۱۹۵۶؛ آرو^۷، ۱۹۶۲؛ اصم اوغلو و آتور^۸، ۲۰۱۱، رومر^۹، ۱۹۹۰ و جونز^{۱۰}، ۲۰۱۹). شدت اثرات عدم قطعیت اقتصادی بر تمایل به ثبت نام در آموزش عالی، به‌طور معناداری تحت تأثیر وضعیت مالی خانوارها است (والنسیا^{۱۱}، ۲۰۱۷). افزایش نااطمینانی اقتصادی باعث کاهش قدرت برنامه‌ریزی و پیش‌بینی مدیران اقتصادی کشور از جمله در حوزه سرمایه انسانی و آموزش شده و از طرف دیگر، نگرش دانش‌آموزان و خانواده آن‌ها را در مورد آینده و تصمیم برای تحصیلات عالی، مختل می‌کند. طبق مطالعات پرومبرگر^{۱۲} (۲۰۱۴)، ریچاردسون^{۱۳} (۲۰۱۰)، سوبوتکا و همکاران^{۱۴} (۲۰۱۱)، تستا و باستن^{۱۵} (۲۰۱۴) و هلسترن و همکاران^{۱۶} (۲۰۲۴)، از دیدگاه جمعیت-شناسی اقتصادی آموزش عالی، افزایش نااطمینانی اقتصادی، با تأثیر بر جمعیت و در نهایت تغییرات تقاضا برای تحصیلات آموزش عالی، نمایان خواهد شد. طبق انتظاری^{۱۷} (۱۴۰۰)، دانش‌آموختگان آموزش عالی، برای دستیابی به زندگی، شغل، فعالیت و درآمد بهتر در آینده، در آموزش عالی سرمایه‌گذاری و سرمایه انسانی را در وجود خود انباشت می‌کنند. افزایش تولید ملی و مخارج، ممکن است به افزایش مصرف خانوارها از کالاها و خدمات، از جمله آموزش عالی کمک کند.

¹⁰ Jones

¹¹ Valencia

¹² Promberger

¹³ Richardson

¹⁴ Sobotka et al.

¹⁵ Testa and Basten

¹⁶ Hellstrand et al.

¹⁷ Entezari

¹ Wendell

² Bakutyte and Grundey

³ Becker

⁴ Psacharopoulos and Patrinos

⁵ Strawinski et al

⁶ Solow

⁷ Arrow

⁸ Acemoglu and Autor

⁹ Romer

۲،۱ تحصيلات متوسطه و تقاضای آموزش عالی

راش^۱ (۲۰۲۳)، در تحقيق خود با عنوان «دانش-آموزان: مشتریان آموزش عالی»^۲، میزان ثبت نام دانش‌آموزان در مقطع متوسطه را عاملی تأثیرگذار بر تقاضای ثبت نام در آموزش عالی می‌داند. بتز و همکاران^۳ (۲۰۰۹) و چاپمن^۴ (۱۹۸۶) نیز، تأثیر معنادار ثبت نام را در مقطع آموزش متوسطه دارای تأثیر معناداری بر ثبت نام در آموزش عالی دانستند. دانش‌آموزان با ملاحظه ریسک و ترجیحات آینده، در آموزش عالی ثبت نام و سرمایه‌گذاری می‌کنند (هکمن و مونتالتو^۵، ۲۰۱۸). هنگامی که دولت، دانش‌آموزان را به‌عنوان مشتری در نظر می‌گیرد، تلاش‌های استخدای که منجر به افزایش تلاش‌های ثبت نام می‌شود، به‌طور فزاینده‌ای برای موفقیت و پایداری و رشد در زندگی افراد، برنامه‌های حیاتی می‌شود. با توجه به ماهیت حساس ثبت نام که مستقیماً با شهریه و در نتیجه بودجه برای مؤسسه و دولت مرتبط است، دولت استراتژی‌های بازاریابی و کاریابی و همچنین سیاست‌های پولی و مالی مناسب ضروری را برای جلب توجه دانش‌آموزان در نظر دارد (رایت^۶، ۲۰۱۷). دسترسی سریع به فناوری، دانش‌آموزان را قادر می‌کند تا در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری آموزش عالی، گزینش بهتر و بیشتری داشته باشند (پاروو و ایپت^۷، ۲۰۱۲).

۲،۲ نااطمینانی اقتصادی و تقاضای آموزش عالی

اولین مطالعه نوین در مورد تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر متغیرهای کلان توسط بکر و همکاران^۸ (۲۰۱۳)، انجام شد. نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، با تأثیر بر رشد اقتصاد،

درآمدهای مالی و سطح شهرنشینی، بر تقاضای ثبت نام در آموزش عالی تأثیر می‌گذارد (ولفگانگ^۹ و همکاران، ۲۰۱۸). ویندلف^{۱۰} (۱۹۹۲)، رابطه بین چرخه اقتصادی و توسعه آموزش عالی را در پنج کشور از سال ۱۸۷۰ تا ۱۹۸۵ مورد مطالعه قرار داد و دریافت که توسعه آموزش عالی دارای پدیده «چرخه ضد اقتصادی»^{۱۱} است. با گسترش کووید-۱۹ و نوسانات شدید اقتصادی، سیاست‌های آموزش عالی اقتصادهای بزرگ در جهان به‌طور مداوم تعدیل شد. هند که پایین‌ترین نرخ ناخالص ثبت نام را در آموزش عالی در اقتصادهای نوظهور داشت، در سال ۲۰۱۹ این نرخ، به ۲۸/۶ درصد رسید و وارد مرحله عمومی‌شدن آموزش عالی شد. رابطه مثبت بین گسترش سطح آموزش عالی و عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی در کشورهای مختلف جهان در دوران رکود اقتصادی و افزایش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، به‌طور معناداری اثبات شده است. آهیر و همکاران^{۱۲} (۲۰۲۲)، در یک تحقیق جامع، شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی ۱۴۳ کشور جهان را از سال ۱۹۵۲ محاسبه کردند. ایشان تأثیر بحران‌های سیاسی، اقتصادی و همه-گیری‌ها را بر وضعیت ثبات جهانی کشورها در حوزه سیاست‌گذاری‌های اقتصادی مطالعه و محاسبه نمودند. این شاخص‌ها بر مبنای سه اثر: سرریز نااطمینانی از ایالات متحده، اتحادیه اروپا، چین و سایر اقتصادهای بزرگ جهان (G7)، به سایر نقاط جهان، نااطمینانی تجاری و نااطمینانی ناشی از همه-گیری‌ها محاسبه شده‌اند. حبیبی نیکجو و همکاران (۱۴۰۱)، نااطمینانی اقتصادی را با الگوریتم‌های یادگیری ماشین در ایران طی ژانویه ۲۰۱۷ تا دسامبر ۲۰۲۰ محاسبه و تأثیر معنادار آن بر متغیرهای اقتصادی کلان را تأیید کردند. به‌طوری‌که پس از وقوع بحران مالی سال ۲۰۰۷ و با توجه به

⁷ Parvu and Ipate

⁸ Baker et al.

⁹ Wolfgang

¹⁰ Windolf

¹¹ anti-economic cycle

¹² Ahir et al

¹ Rush

² The student-as-consumer (SAC)

³ Betts et al

⁴ Chapman

⁵ Heckman and Montalto

⁶ Wright

$$mc_t = \frac{\omega_t}{A_t} \quad (\text{V})$$

$$b_t = (1 - \chi)q_t D_t \quad (\Lambda)$$

معادله (۱)، (۲)، (۳) و (۷) به ترتیب، بیان‌گر حساب‌های درآمد، تابع تولید، برنامه زمان‌بندی عرضه نیروی کار خانوارها، به‌دست‌آمده از بهینه‌سازی معادله مطلوبیت خانوارها و موقعیت‌های تقاضای نیروی کار هستند. معادلات (۴) و (۵) و (۶) نیز، معادلات اوایل مصرف‌کنندگان در حضور قیود Ψ_t هستند. درنهایت، معادله (۸) محدودیت مالی را نشان می‌دهد. در معادلات بالا، At بهره‌وری نیروی کار، rt نرخ بهره، β به ضریب تعدیل خانوار اشاره دارد. bt ، qt ، Dt بدهی واقعی، قیمت نسبی کالاهای بادوام و کالاهای بادوام هستند. در بحبوحه افزایش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، فعالان اقتصادی می‌خواهند با افزایش پس‌انداز و ساعات کار بیشتر، مصرف کمتری داشته باشند. در نتیجه مصرف کاهش می‌یابد. اگر خانوارها محدود به اعتبار نباشند، می‌توانند برای به حداقل رساندن اثرات نامطلوب عدم اطمینان بر مصرف، به منابع خارجی تکیه کنند. با این حال، از آنجایی که خانوارها دارای محدودیت مالی هستند، دسترسی به منابع خارجی برای آن‌ها دشوار می‌شود. بنابراین، اثرات منفی عدم قطعیت بر مصرف تقویت می‌شود. از آنجایی که مردم می‌خواهند ساعت‌های بیشتری کار کنند تا مصرف خود را به دلیل عدم اطمینان به سیاست‌های اقتصادی و محدودیت‌های مالی بازگردانند، عرضه نیروی کار به دلیل افزایش سودمندی نهایی مصرف افزایش می‌یابد. با توجه به کاهش مصرف، خروجی باید طبق معادله ۱ کاهش یابد. از آنجایی که مصرف به دلیل عدم قطعیت و محدودیت‌های مالی به طور قابل توجهی کاهش می‌یابد، تولید و اشتغال، هر دو باید از معادله ۲۰۱ کاهش یابد. در نتیجه، اشتغال

پیامدهای زیان‌بار افزایش نااطمینانی، توجه اقتصاددانان بر تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی روی متغیرهای مختلف اقتصادی افزایش یافت.

۲,۳ نااطمینانی و تصمیمات خانوار

طبق کویرالا و همکاران^۱ (۲۰۲۴)، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، تقاضای آموزش عالی را گسترش می‌دهد؛ زیرا بیکاری را افزایش می‌دهد. در نتیجه، افراد بیکار ممکن است به دانشگاه‌ها یا کالج‌ها به عنوان پناهگاه‌های امن بپیوندند؛ زیرا به دلیل افزایش عدم اطمینان، یافتن شغل دشوار می‌شود. این استدلال، از نظریه‌های عدم قطعیت اقتصادی و محدودیت‌های مالی ناشی می‌شوند. این ایده‌ها با استفاده از چند معادله که مدل‌های چرخه تجاری یک بخش را نشان می‌دهند، توضیح داده می‌شوند. معادلات رابطه را بین تولید (Y_t)، مصرف (C_t)، اشتغال (N_t)، دستمزد واقعی (w_t)، و وضعیت مالی و اعتباری خانوارها Ψ_t توضیح می‌دهند.

$$Y_t = C_t \quad (1)$$

$$Y_t = A_t N_t \quad (\Upsilon)$$

$$\frac{-U_{n,t}}{U_{c,t}} = \omega_t \quad (3)$$

$$U_{c,t} = \lambda_t \tag{14}$$

$$U_{c,t}q_t = \beta(1 - \delta)U_{c,t+1}q_{t+1} + U_{c,t}(1 - \chi)\Psi_tq_t \quad (\Delta)$$

$$\psi_t = 1 - \beta \frac{U_{c,t+1}(1 + r_t)}{U_{c,t}\pi_{c,t}} \quad (6)$$

¹ Koirala

کانال‌های مؤثر بر تقاضای آموزش عالی توسط خانوارها، اجرای سیاست‌های پولی در اقتصاد می‌باشد (ادموندز^۸، ۲۰۰۶). تورم با افزایش هزینه تمام‌شده تهیه کالاها و خدمات و کاهش قدرت خرید، منجر به کاهش تقاضای ثبت نام در آموزش عالی خواهد شد. طبق نظر بانک جهانی^۹ (۲۰۱۸)، تورم با افزایش هزینه‌های دولتی و با کاهش بودجه آموزشی مؤثر در جامعه، باعث کاهش سرمایه‌گذاری دولت در حوزه آموزش عالی خواهد شد. هر یک دلار سرمایه‌گذاری دولت در آموزش عالی منجر به افزایش ۴/۵ دلاری درآمدهای مالیاتی می‌شود. توسعه آموزش عالی منجر به کاهش هزینه‌های فرصت اجتماعی در آینده خواهند شد. به همین دلیل کارفرما به دنبال استخدام افراد با تحصیلات عالی هستند. ملاحظات مالی و مزایای پس از فارغ-التحصیلی، نقش مهمی در تصمیم‌گیری‌های ثبت نام در دانشگاه دارند (بالارینو^{۱۰} و همکاران، ۲۰۲۲).

آجنز^{۱۱} (۲۰۲۰)، بر مبنای نظریه رفتار برنامه‌ریزی شده^{۱۲}، دسترسی خانوار را به منابع مالی عامل اصلی مؤثر بر تقاضای ثبت نام در آموزش عالی می‌داند. از آنجایی که خانوارها دارای محدودیت مالی هستند، مصرف آتی آن‌ها از کالاها و خدمات، از جمله آموزش عالی، باید تحت تأثیر وضعیت اعتباری و سیاست پولی قرار گیرد که در معادلات ۴ و ۵ نشان داده شده است. اگر نرخ بهره کم باشد، از معادلات ۵ و ۶، محدودیت مالی در مقایسه با ارزش بیشتر نرخ سیاست پولی الزام‌آورتر خواهد بود. با این حال، زمانی که نرخ بهره بالا باشد، محدودیت اعتباری و مالی بیشتر می‌شود و تهدیدی جدی برای وام‌گیرندگان ایجاد می‌کند. به همین دلیل، عرضه محدود مؤسسات دانشگاهی و معیارهای سخت‌گیرانه پذیرش دانشگاه یا کالج، ممکن است افراد برای جست‌وجوی شغل دوباره به بازار کار بازگردند و

تعدلی کاهش می‌یابد و بیکاری را افزایش می‌دهد. افزایش بیکاری باید یک خبر مثبت برای آموزش عالی باشد؛ زیرا برخی از بیکاران و جمعیت واجد شرایط ممکن است به دانشگاه‌ها یا کالج‌ها بپیوندند. در همین راستا، تحقیقات لانگ^۱ (۲۰۰۴) و کارد و لمیوکس^۲ (۲۰۰۱)، ارتباط معنادار و مثبت را بین نرخ بیکاری و تقاضای آموزش عالی تأیید کرد. کویرالا و همکاران^۳ (۲۰۲۴)، همبستگی مثبت و قوی را بین نرخ بیکاری با نرخ ثبت نام در آموزش عالی اکثر کشورهای جهان تأیید کردند. ایشان یافتند که با افزایش یک درصدی در نرخ بیکاری، نرخ ثبت نام در آموزش عالی ۰/۳ درصد افزایش می‌یابد.

۲/۴ تورم، سیاست‌های پولی و تقاضای آموزش عالی

عامل مؤثر دیگر بر تقاضای ثبت نام در آموزش عالی، سطح عمومی قیمت‌ها می‌باشد. جکسون و ویدرسبای^۴ (۱۹۷۵)، تأثیر معنادار سطح عمومی قیمت‌ها بر کاهش ثبت نام خانوارهای کم‌درآمد را در آموزش عالی را تأیید کردند. استافورد و همکاران^۵ (۱۹۸۴) نیز تأثیر هزینه‌ها و سطح عمومی قیمت‌ها و همچنین نگاه به آینده دانشجویان گذشته را بر تقاضای ثبت نام در آموزش عالی با مطالعه‌ای تجربی اثبات نمودند. عبدی سیدکلایی و فیروزبخش^۶ (۱۴۰۱)، نقش نااطمینانی سیاست پولی در اثرگذاری آن بر تولید و تورم در اقتصاد ایران بررسی کردند و یافتند که با شدت یافتن نااطمینانی، اثرگذاری سیاست پولی کاهش یافته و قابل پیش-بینی نیست. علایی و همکاران^۷ (۱۳۹۹)، کارایی سیاست پولی تحت شرایط نااطمینانی اقتصادی را در ایران بررسی نمودند و یافتند که تحت سطوح نااطمینانی مختلف، واکنش تولید و تورم به شوک واردشده بر حجم پول، متفاوت است. یکی از

⁷ Alaei

⁸ Edmonds

⁹ World Bank

¹⁰ Ballarino

¹¹ Ajzen

¹² the Theory of Planned Behaviour

¹ Long

² Card and Limux

³ Koirala

⁴ Jackson and Weathersby

⁵ Stafford

⁶ Abdi Seyyedkolaee and Firoozbakhsh

۳ پیشینه تحقیق

بلزیل و لئوناردی^۲ (۲۰۰۷) با بررسی نواحی منتخب ایتالیا، تأثیر معنادار نااطمینانی سیاست اقتصادی بر افزایش ریسک انتخاب آموزش عالی و سرمایه‌گذاری را در سرمایه‌انسانی تأیید نمودند. ناظم بکایی و همکاران^۳ (۱۳۹۵)، عوامل مؤثر را بر تقاضای آموزش عالی در ایران با رویکرد مدل‌سازی اقتصادی بررسی نمودند و یافتند که سهم جمعیت شهرنشین کشور از کل جمعیت، سهم هزینه‌های دولت در آموزش از هزینه‌های آموزش و تحصیل از کل هزینه‌های خانوار، اثر منفی بر تمایل به ثبت نام در آموزش عالی ایران دارند. وانگ و همکاران^۴ (۲۰۲۳)، تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر ثبت نام در آموزش عالی در ۱۸ کشور از ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۹ طبق روش گشتاور تعمیم‌یافته بررسی نمودند و یافتند که تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر ثبت نام در آموزش عالی در کشورهای توسعه‌یافته، شدیدتر از کشورهای در حال توسعه مورد مطالعه هستند. بهاتاچارجی^۵ (۲۰۱۷)، با بررسی ناحیه‌ای از آسام هندوستان، تأثیر معنادار تورم را بر آموزش عالی تأیید کرد. احمد و توچوگوو^۶ (۲۰۲۴)، در منطقه اوکو واقع در استان اورومبا شمالی نیجریه، ارتباط منفی بین تورم و ثبت نام را در آموزش عالی با ضریب همبستگی ۰/۴۶۴ تأیید کردند. اکردولو^۷ (۲۰۲۲)، با بررسی سیستم آموزش عالی نیجریه، به نتیجه مشابه رسید. جوهیدی^۸ و همکاران (۲۰۲۵)، عوامل مؤثر بر تقاضای آموزش عالی اسلامی را در کالیمانتان جنوبی اندونزی بررسی کردند. یک جمعیت ۱۵۷۱۶۲ نفری و با نمونه‌گیری، ۵۰۲ شرکت‌کننده در پژوهش دانشجویی انتخاب شدند. الگوی معادلات ساختاری نشان داد که بین وضعیت مالی خانوار و تقاضای ثبت نام در آموزش عالی اسلامی، رابطه منفی و

در نتیجه عرضه نیروی کار بیشتر شود. یک مدل چرخه تجاری تک‌بخش ساده با محدودیت‌های اعتباری در نظر گرفته می‌شود. در مدل، خانواده با تابع مطلوبیت به صورت رابطه (۹) نشان داده می‌شود:

$$U(C_t, N_t) = \log(C_t) - \frac{\vartheta}{1 + \varphi} N_t^{1+\varphi} \quad (9)$$

که φ معکوس کشش عرضه نیروی کار و ϑ یک پارامتر مقیاس^۱ می‌باشد. خانوار مطلوبیت خود را با توجه به قید رابطه (۱۰)، بیشینه می‌نماید.

$$C_t + q_t D_t - q_t(1 - \delta)D_{t-1} + \frac{R_{t-1}b_{t-1}}{\pi_t} \leq b_t + \omega_t N_t + \tau_t \quad (10)$$

که b_t بدهی‌های واقعی، R_t نرخ بهره اسمی، ω_t دستمزد حقیقی و q_t قیمت دارایی‌های بادوام مرتبط می‌باشد. خانوار دارای محدودیت اعتباری است و وام گرفتن نیز محدود است. از سوی دیگر، وام گرفتن همبستگی بالایی با میزان موجودی دارایی‌های بادوام دارد. این بیان به صورت رابطه (۸)، مطرح می‌شود. بیشینه‌سازی مطلوبیت خانوار با توجه به ضرایب لاگرانژی λ_t و ψ_t قیود (۹) و (۱۰) و محدودیت‌های روابط ۳ تا ۶ انجام می‌شود. در طرف مقابل، بنگاه، سود خود را با انتخاب $P_{j,t}$ و $N_{j,t}$ از رابطه ۱۱، بیشینه می‌نماید. بیشینه‌سازی رابطه (۱۱) نسبت به قید رابطه (۲) انجام می‌شود.

$$\sum_{t=0}^{\infty} \Lambda_t (P_{j,t} Y_{j,t} - W_t N_t(j)) = \frac{\vartheta}{2} \left(\frac{P_{j,t}(j)}{P_{j,t-1}(j)} - 1 \right)^2 P_{j,t} \quad (11)$$

⁵ Bhattacharjee

⁶ Ahmed and Tochukwu

⁷ Akeredolu

⁸ Juhaiddi

¹ scale parameter

² Belzil and Leonardi

³ Nazem Bokaei

⁴ Wang et al

کل تولید ناخالص داخلی، $WUI_{i,t}$ شاخص نااطمینانی جهانی آهیر و همکاران^۳ (۲۰۲۲) و $BM_{i,t}$ پول گسترده، به عنوان شاخص سیاست های پولی می باشد. برای بررسی پویایی رابطه، متغیر ثابت نام آموزش عالی با یک وقفه $EDU_{i,t-1}$ به عنوان متغیر مستقل مدل آورده می شود. جهت بررسی دقیق تر اثر سیاست های پولی، بر هم کنش متغیر پولی و نااطمینانی جهانی در مدل با ورود متغیر $WUI_{i,t}$ $BM_{i,t}$ و متغیر $BM_{i,t} * CPI_{i,t} * WUI_{i,t}$ محاسبه خواهند شد.

با توجه به وجود متغیر وابسته با یک وقفه به- عنوان متغیر وابسته، از روش گشتاور تعمیم یافته سیستمی SYS-GMM استفاده خواهد شد. به- کاربرد این روش، مزیت هایی مانند لحاظ کردن ناهمسانی های مقطعی و داده های بیشتر، حذف تورش های موجود در رگرسیون های مقطعی دارد که در نتیجه آن تخمین های دقیق تر، با کارایی بالاتر و هم خطی کمتر در نتایج خواهد بود. وولدریج^۴ (۲۰۰۱)، معتقد است رویکرد مفید در حضور ناهمسانی واریانس، روش GMM است. طبق آرلانو و باور^۵ (۱۹۹۵) و بلاندل و باند^۶ (۱۹۹۸)، برای تخمین ارتباط بین داده های پانل مانند جامعه مورد بررسی، روش SYS-GMM معیار مناسبی است. فرم جبری روش گشتاور تعمیم یافته به صورت زیر است:

$$Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \gamma X_t + \mu + \varepsilon_t \quad (13)$$

در رابطه (۱۳)، Y_t متغیر وابسته، X_t مجموعه ای از متغیرهای مستقل، μ اثرات انفرادی و ثابت و ε_t جزء اخلال است. طبق آرلانو و باند^۷ (۱۹۹۱)، در مدل GMM، از مقادیر وقفه دار متغیرها به عنوان ابزار استفاده می شود. این دو محقق، روشی در ارتباط با تخمین زننده مدل پیشنهاد دادند که شامل حذف اثرات ثابت مستقل از زمان، با گرفتن تفاضل

معناداری وجود دارد. بایک و سونگ^۱ (۲۰۲۱)، تأثیر عوامل اقتصادی را بر تقاضای ثبت نام در آموزش عالی ایالات متحده بررسی کردند. داده های متغیر وابسته ثبت نام در کالج (CE) از اداره سرشماری ایالات متحده و متغیرهای مستقل تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف کننده و نرخ بیکاری از انتشارات فدرال رزرو برای دوره زمانی ۱۹۷۹ تا ۲۰۱۸ جمع آوری شد. نتایج تحقیق نشان داد ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی مثبت و معنادار (۰/۲۲۴۳)، ضریب شاخص قیمت مصرف کننده منفی و معنادار (۰/۵۳۱-) و ضریب نرخ بیکاری غیرمعنادار بود.

۴ روش تحقیق

جامعه مورد مطالعه، کشورهای منتخب اسلامی منطقه هم جوار ایران شامل کشورهای زیر می باشد: ایران، ترکیه، مصر، اردن، کویت، عمان، عربستان، قطر و پاکستان. دوره زمانی مورد مطالعه، از سال ۱۹۷۱ تا ۲۰۲۲ می باشد. منبع اطلاعات کمی، سامانه آماری بانک جهانی^۲ است. در راستای فرضیه ها و با توجه به ادبیات نظری تحقیق، متغیر وابسته تحقیق $EDU_{i,t}$ تعداد ثبت نام در آموزش عالی در کشور i در زمان t است. بر همین اساس، رابطه تابعی (۱۲) تعریف می شود:

$$EDU_{i,t} = f(SE_{i,t}, GDP_{i,t}, GE_{i,t}, YP_{i,t}, UR_{i,t}, CPI_{i,t}, FC_{i,t}, HC_{i,t}, WUI_{i,t}, BM_{i,t}) \quad (12)$$

در رابطه (۱۲)، i نشان دهنده کشور t زمان، $GDP_{i,t}$ تولید ناخالص داخلی سرانه، $SE_{i,t}$ نرخ ثبت نام در مقطع متوسطه، $GE_{i,t}$ سهم مخارج آموزشی در هزینه های دولت به عنوان نسبتی از تولید ناخالص داخلی، $YP_{i,t}$ نسبت جمعیت جوان به کل جمعیت، $UR_{i,t}$ نسبت شهرنشینی به کل جمعیت، $CPI_{i,t}$ شاخص قیمت مصرف کننده بر مبنای سال پایه ۲۰۱۰، $FC_{i,t}$ سهم مخارج خانوارها به

⁴ Wooldridge

⁵ Arellano and Bover

⁶ Blundell and Bond

⁷ Arellano and Bond

¹ Baek and Song

² <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>

³ Ahir

مرتبه اول از رابطه (۱۳) است. در نتیجه برای بررسی عوامل مؤثر بر ثبت نام در آموزش عالی در کشورهای منتخب، از رابطه (۱۴) که برگرفته از تحقیق کورالا^۱ و همکاران (۲۰۲۴) است، بهره گرفته خواهد شد. به جزء شاخص نااطمینانی جهانی، سایر متغیرها به صورت نمایی در مدل وارد شده‌اند.

$$LEDU_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LEDU_{i,t-1} + \beta_2 LBM_{i,t} + \beta_3 LFC_{i,t} + \beta_4 LGDPP_{i,t} + \beta_5 LGE_{i,t} + \beta_6 LSE_{i,t} + \beta_7 LUR_{i,t} + \beta_8 LYP_{i,t} + \beta_9 LCPI_{i,t} + \beta_{10} WUI_{i,t} + \beta_{11} (WUI_{i,t} * LBM_{i,t}) + \beta_{12} (WUI_{i,t} * LBM_{i,t} * LCPI_{i,t}) + u_i + \epsilon_{i,t} \quad (14)$$

۵ یافته‌های تحقیق

با توجه به جامعه مورد مطالعه در این تحقیق، جدول (۱)، میانگین و انحراف متغیرهای سطح عمومی قیمت‌ها، حجم پول و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی کشورهای منتخب مورد مطالعه را طی دوره زمانی مورد نظر نشان می‌دهد. طبق جدول (۱)، در مورد سطح عمومی قیمت‌ها،

بیشترین مقدار متوسط طی دوره مطالعه متعلق به کشور اردن بوده است که انحراف معیار سطح عمومی قیمت‌ها در این کشور بین کشورهای مورد مطالعه، بیشترین مقدار را به خود اختصاص داده است. در مورد حجم پول، بیشترین پراکندگی در دوره مورد مطالعه، متعلق به ایران و کمترین پراکندگی مقدار حجم پول متعلق به کشور عمان بوده است. در مورد نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، به ترتیب ترکیه، پاکستان و ایران بیشترین درجه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و قطر کمترین درجه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی را داشته است. برای تخمین مدل، ابتدا ارتباط اولیه بین متغیرهای تحقیق طبق ماتریس ضریب همبستگی بررسی شد. طبق جدول (۲)، در اکثر موارد ضریب همبستگی بین متغیرهای تحقیق، معنادار می‌باشد. قبل از آزمون ایستایی متغیرهای تحقیق، باید آزمون وابستگی بین مقاطع پسران^۲ (۲۰۰۴)، به منظور انتخاب آزمون ریشه واحد مناسب صورت گیرد.

جدول ۱: ویژگی متغیرهای کلان مؤثر منتخب بر ثبت نام در آموزش عالی دوره ۱۹۷۱ تا ۲۰۲۲

کشور / متغیر	سطح عمومی قیمت‌ها (۲۰۱۰=۱۰۰)		حجم پول (در مقیاس ۱۰۰ میلیون واحد پول رایج داخلی)		نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی	
	میانگین	انحراف معیار	میانگین تقریبی	انحراف معیار تقریبی	میانگین	انحراف معیار
ایران	۱۲۶,۸۴	۲۷۵,۹	۱۲۴۰	۳۰۰	۰,۱۳۱۱	۰,۱۱۷
ترکیه	۱۸۹,۵۵	۳۷۶,۵	۶,۲۷	۱۴۰	۰,۲۱۵۳	۰,۱۴۶
مصر	۲۶۱,۵۴	۴۶۴,۳۳	۹	۱۶	۰,۰۹۱۷	۰,۱۱۲۲
اردن	۳۲۵,۴۸	۴۹۴,۲۸	۱۱,۶۵۳	۱۲,۱	۰,۰۹۲۲	۰,۰۸۵۴
کویت	۷۲,۶۵	۳۳,۵۸	۱۳,۶۹۳	۱۲,۹	۰,۱۰۰۶	۰,۰۸۶۷
عمان	۹۵,۴۸	۲۶,۷۵	۰,۳۶۸	۰,۴۶	۰,۰۹۸۱	۰,۱۰۳۹
عربستان	۸۰,۸۳	۲۵,۲۶	۴,۷۲۲	۵,۵	۰,۰۹۴۵	۰,۰۶۲
قطر	۷۲,۱۹	۳۵,۳۸	۱,۵۱	۲,۲	۰,۰۸۰۹	۰,۰۹۳۴
پاکستان	۱۲۱,۹۱	۸۵,۳۹	۵۳	۸۲	۰,۱۳۳۴	۰,۱۱۶۳

ماخذ: محاسبات تحقیق

^۲ Pesaran

^۱ Koirala

جدول ۲: ماتریس ضرایب همبستگی متغیرهای تحقیق

WUI	LED	LBM	LFC	LCPI	LUR	LYP	LGE	LSE	LGDP	
									۱,۰۰	LGDP
								۱,۰۰	۰,۱۱۱a b(۰,۰۱۵)	LSE
							۱,۰۰	۰,۱۵۴ (۰,۰۰)	-۰,۲۱۵ (۰,۰۰)	LGE
						۱,۰۰	۰,۱۳۵ (۰,۰۰)	-۰,۵۳۲ (۰,۰۰)	-۰,۵۱۵ (۰,۰۰)	LYP
					۱,۰۰	-۰,۵۶۷ (۰,۰۰)	-۰,۰۸۴ (۰,۰۰)	۰,۴۸۹ (۰,۰۰)	۰,۸۲ (۰,۰۰)	LUR
				۱,۰۰	۰,۳۷۸ (۰,۰۰)	-۰,۳۷۳ (۰,۰۰)	۰,۲۲ (۰,۰۰)	۰,۳۰۸ (۰,۰۰)	۰,۲۶۴ (۰,۰۰)	LCPI
			۱,۰۰	-۰,۱۸۵ (۰,۰۰)	-۰,۵۸۸ (۰,۰۰)	۰,۴۳۷ (۰,۰۰)	۰,۰۶۱ (۰,۱۸)	-۰,۱۰۵ (۰,۰۲)	-۰,۷۶۴ (۰,۰۰)	LFC
		۱,۰۰	-۰,۰۵۵ (۰,۲۳)	۰,۵۴۳ (۰,۰۰)	-۰,۴۰ (۰,۳۷)	-۰,۳۲۵ (۰,۰۰)	۰,۲۱۹ (۰,۰۰)	۰,۳۷ (۰,۰۰)	-۰,۱۷۹ (۰,۰۰)	LBM
	۱,۰۰	۰,۵۶۵ (۰,۰۰)	۰,۱۴۸ (۰,۰۰)	۰,۰۴۴ (۰,۳۳)	-۰,۰۵۱ (۰,۲۷)	-۰,۲۲۴ (۰,۰۰)	۰,۲۴۶ (۰,۰۰)	۰,۶۵ (۰,۰۰)	-۰,۳۴۸ (۰,۰۰)	LED
۱,۰۰	۰,۳۳۷ (۰,۰۰)	۰,۱۶۶ (۰,۰۰)	۰,۱۱۳ (۰,۰۱)	۰,۰۷۲ (۰,۱۱)	-۰,۰۱۸ (۰,۰۸)	-۰,۱۵۳ (۰,۰۰)	۰,۰۰۴ (۰,۹۱)	۰,۲۳ (۰,۰۰)	-۰,۰۷۵۷ (۰,۱)	WUI

a ضرایب همبستگی، b سطح معناداری

و برای متغیر دیگر، از آزمون معمول ریشه واحد فیشر، استفاده شد. آماره کای-دو فیشر، برای متغیر لگاریتم سهم مخارج خانوارها به کل تولید ناخالص داخلی برابر با ۳۹ با سطح معناداری (فرضیه صفر وجود ریشه واحد) برابر با صفر به دست آمد.

جدول (۳)، این آزمون بر روی متغیرهای نمایی تحقیق را نشان می‌دهد. طبق محاسبات، به جز متغیر لگاریتم سهم مخارج خانوار در تولید ناخالص داخلی، برای سایر متغیرها، وابستگی مقطعی وجود دارد. بنابراین برای بررسی ریشه واحد متغیرهای وابسته مقطعی، از آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۳)

جدول ۳: آزمون وابستگی بین مقطعی پسران (۲۰۰۴) متغیرهای تحقیق

WUI	LED	LBM	LFC	LCPI	LUR	LYP	LGE	LSE	LGDP	
۲,۷۲	۴۰,۶۷	۴۲,۲۸	-۱,۱۴	۴۱,۳	۲۰,۰۹	۴۰,۸۹	۴,۷۸	۳۶,۶	۷,۵۲	آماره CD
۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۲۵	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	سطح معناداری

فرضیه صفر: عدم وابستگی بین مقطعی

جدول ۴: آزمون ایستایی پسران (۲۰۰۳) متغیرهای تحقیق دارای وابستگی بین مقطعی

WUI	LED	LBM	LCPI	LUR	LYP	LGE	LSE	LGDP	
-۶,۱۴	-۲,۱۶	-۳,۳۹	-۱,۸۶	-۲,۴۸	۱,۶۹	-۲,۵۲	۰,۴۴	-۲,۱۳	آماره
صفر	۰,۰۱	صفر	۰,۰۵	صفر	۰,۴۵	صفر	۰,۶۷	۰,۰۳	سطح معناداری

فرضیه صفر: وجود ریشه واحد

جدول ۵: آزمون هم‌جمعی پل کائو

آماره ADF	احتمال تأیید فرضیه صفر (عدم وجود هم‌جمعی)	واریانس باقی‌مانده‌ها
-۴٫۵۶۴	صفر	۰٫۰۱۷

در مرحله بعد، مدل گشتاور تعمیم‌یافته سیستمی تخمین زده شد. طبق جدول (۶)، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، ضریب نسبت جمعیت جوان به کل جمعیت جامعه، سهم مخارج خانوارها به کل تولید ناخالص داخلی، سهم مخارج آموزشی در مخارج دولتی و نرخ شهرنشینی، تأثیر معناداری بر ثبت نام در آموزش عالی ندارند.

با توجه به اینکه برخی متغیرها در سطح، دارای ریشه واحد بودند، برای بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تحقیق، از آزمون هم‌جمعی پل کائو استفاده شد. جدول (۵) نتایج این آزمون را نشان می‌دهد. محاسبات، بیان‌گر عدم تأیید فرضیه صفر، مبتنی بر عدم وجود هم‌جمعی بین متغیرهای تحقیق و در نتیجه وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها است.

جدول ۶: تخمین گشتاور تعمیم‌یافته سیستمی

متغیر وابسته: لگاریتم ثبت نام در آموزش عالی				
متغیر توضیحی	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح معناداری
لگاریتم ثبت نام در آموزش عالی با یک وقفه زمانی	۰٫۷	۰٫۱۴	۴٫۹۸	(۰٫۰۰)
لگاریتم پول گسترده	۰٫۷۱	۰٫۳۷	۱٫۹۳	(۰٫۰۵)
لگاریتم سهم مخارج خانوارها به کل تولید ناخالص داخلی	-۰٫۱۱	۰٫۴۷	-۰٫۲۴	(۰٫۸)
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	۰٫۷	۰٫۱۴	۴٫۹۸	(۰٫۰۰)
لگاریتم سهم مخارج آموزشی در مخارج دولتی	۰٫۷۵	۰٫۴۶	۱٫۶۳	(۰٫۱)
لگاریتم نرخ ثبت نام در آموزش متوسطه	۰٫۵۱	۰٫۲	۲٫۴۹	(۰٫۰۱)
لگاریتم نرخ شهرنشینی	۰٫۰۸	۰٫۴۵	۱٫۸۷	(۰٫۰۵)
لگاریتم نسبت جمعیت جوان به کل جمعیت	۲٫۱۷	۱٫۳۸	۱٫۵۷	(۰٫۱۱)
لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده	-۰٫۵۱	۰٫۲۶	-۱٫۹۸	(۰٫۰۴)
شاخص نااطمینانی جهانی	۷٫۵۶	۳٫۹۷	۱٫۹	(۰٫۰۵)
بر هم کنش نااطمینانی و سیاست پولی	۰٫۰۰۰۰۵	۰٫۰۰۰۰۲	۱٫۹۴	(۰٫۰۵)
بر هم کنش نااطمینانی و سیاست پولی و سطح قیمت‌ها	-۰٫۱	۰٫۰۵۶	-۱٫۹۳	(۰٫۰۵)
عرض از مبدأ	-۱۴٫۴۷	۶٫۸۵	-۲٫۱۱	(۰٫۰۳)
ضریب تعیین	۰٫۷۹۳			
آماره سارگان (سطح معناداری)	۰٫۷۳	(۰٫۳۹)	آماره آرلانو و باند(2) AR (سطح معناداری)	۱٫۰۲ (۰٫۳۵)

منبع: محاسبات تحقیق

آزمون دوم، بررسی خود همبستگی در پسماندهای برآورد مدل است. آرلانو و باند (۱۹۹۱)، بیان کردند که در تخمین GMM، باید جملات اخلال دارای همبستگی سریالی مرتبه اول AR(1) و عدم همبستگی سریالی مرتبه دوم AR(2) باشند. مقدار آماره سارگان بیان‌گر عدم رد فرضیه صفر (معتبر بودن متغیرهای ابزاری در برآورد یا عدم وجود

بقیه ضرایب، تأثیر معناداری بر ثبت نام در آموزش عالی کشورهای مورد مطالعه دارند. برای اطمینان از مناسب بودن روش GMM، دو آزمون انجام می‌شود. یکی آزمون سارگان است که برای بررسی برقراری اعتبار تشخیص بیش از حدی (یعنی مناسب بودن متغیرهای ابزاری) به کار می‌رود. فرضیه صفر این آزمون معتبر بودن ابزارهای مورد استفاده می‌باشد.

می‌باشد. با افزایش حجم پول در اقتصاد، مقدار قابل توجهی از پوشش هزینه تحصیلات در این کشورها به‌وسیله استقراض و بهره‌مندی از پول چاپ‌شده صورت می‌گیرد. سهم مخارج خانوارها به کل تولید ناخالص داخلی، تأثیر معناداری بر ثبت نام در آموزش عالی کشورهای مورد مطالعه ندارد. مخارج تحصیلات به‌عنوان بخشی از مخارج خانوار محسوب شده و به دلیل بالابودن مخارج تأمین نیازهای اساسی، با افزایش میل نهایی به مصرف در اقتصادهای مورد مطالعه، ثبت نام در آموزش عالی افزایش معناداری نخواهد یافت. تولید ناخالص داخلی سرانه، تأثیر مثبت و معناداری بر ثبت نام در آموزش عالی دارد. یک درصد افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه باعث افزایش ۰/۷ درصدی ثبت نام در آموزش عالی خواهد شد. افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه منجر به افزایش درآمد خانوارها و افزایش تقاضا برای کالا و خدمات ازجمله آموزش عالی خواهد شد. از سوی دیگر با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، تقاضا برای استخدام نیروی انسانی غیرماهر و ماهر و متخصص افزایش می‌یابد. دانش‌آموزان و متقاضیان ورود به مراکز آموزش عالی با مشاهده کاهش نرخ بیکاری، تمایل بیشتری به ثبت نام در آموزش عالی خواهند داشت. یافته این تحقیق، با نتایج تحقیق کیورالا و همکاران^۱ (۲۰۲۴)، همخوانی دارد.

سهم مخارج آموزشی در مخارج دولت، تأثیر معناداری بر تمایل به ثبت نام در آموزش عالی داشته است. افزایش یک درصدی در سهم مخارج آموزشی دولت، باعث افزایش ۰/۷ درصدی در ثبت نام آموزش عالی خواهد شد. دلیل آن می‌تواند میزان مخارج دولت‌های مورد مطالعه در تخصیص بودجه به آموزش و بهبود امکانات و افزایش جذابیت برای متقاضیان ورود باشد. برخی از کشورهای مورد مطالعه دارای تولید ناخالص داخلی و درآمد ملی بسیار بالا و در برخی کشورهای مورد مطالعه، نقطه مقابل آن وجود دارد. سرمایه‌گذاری دولت در حوزه

همبستگی بین متغیرهای ابزاری و باقی‌مانده‌ها) و مورد تأیید بودن متغیرهای ابزاری به‌کاررفته در فرآیند تخمین بوده است. آزمون آرانو و باند، نشان‌گر عدم رد فرضیه صفر (عدم وجود خودهمبستگی مرتبه دوم در جملات اخلاص) بوده و بنابراین روش برآورد پارامترهای مدل، مورد تأیید است.

۶ جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

پس از برآورد مدل نتایج در کشورهای منتخب منطقه هم‌جوار ایران، می‌توان بیان کرد که میزان ثبت نام سال قبل افراد در آموزش عالی، تأثیر معناداری بر ثبت نام افراد در سال جاری دارد. طبق محاسبات، افزایش یک درصدی ثبت نام در آموزش عالی، تقاضای ثبت نام را در سال بعد، ۰/۷ درصد افزایش می‌دهد که مقدار قابل توجهی است. عوامل محیطی منطقه‌ای ازجمله چشم و هم‌چشمی، عامل معناداری در توسعه دانشگاهی و افزایش تقاضا برای ثبت نام در آموزش عالی به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه هستند. تمام کشورهای منتخب مورد مطالعه جزء کشورهای در حال توسعه با ساختار فرهنگی سنتی هستند. دانش‌آموزان در حال فارغ‌التحصیلی از دبیرستان، با رصد و بررسی تمایل دوستان و آشنایان به ورود به دانشگاه، در این امر تشویق می‌شوند و ورود هم‌سالان را نوعی چراغ سبز و امید به تحصیل و آینده به حساب می‌آورند. سیاست‌های پولی خود را به‌صورت تغییر در حجم پول گسترده اقتصاد نشان می‌دهند. در این تحقیق، تأثیر قابل توجه پول گسترده بر تقاضای ثبت نام در آموزش عالی مشاهده می‌شود. تا جایی که افزایش یک درصدی در پول گسترده، تقاضای برای ثبت نام در آموزش عالی را ۰/۷ درصد افزایش می‌دهد. ایران و اکثر کشورهای مورد مطالعه، معمولاً دارای کسری بودجه ساختاری و وابستگی دولت به تأمین مالی از طریق چاپ پول هستند. از سوی دیگر، با توجه به درآمد سرانه پایین در اکثر کشورهای مورد مطالعه، هزینه‌های واقعی تحصیلات عالی در این کشورها بالا

¹ Koirala et al.

که در مورد اقتصاد ایران انجام داده هم‌جهت می‌باشد. کشورهای مورد مطالعه، همگی جزء کشورهای در حال توسعه می‌باشند. یکی از معضلات این دسته از کشورها، افزایش مهاجرت از روستاها با شهرها به دلایل مختلف می‌باشد. اکثر مشاغل در شهرها شامل مشاغل خدماتی و صنعتی می‌باشند که به مهارت، تخصص و دانش بالاتری نیاز می‌باشد. همچنین طبق نظریه مصرف دوزنبی، افراد سعی دارند سبک زندگی و رفتار مصرف کالا و خدمات خود را به سطح متوسط جامعه نزدیک کنند. تقاضا برای تحصیلات عالی در شهرها نسبت به روستاها بیشتر است؛ لذا افراد شهرنشین تمایل بیشتری به ثبت نام در آموزش عالی دارند. نسبت جمعیت جوان به کل جمعیت تأثیر معناداری بر ثبت نام در آموزش عالی نداشته است. با همه‌گیری آموزش عالی و تقاضا برای نیروی انسانی آموزش‌دیده و تحصیل کرده در سازمان‌ها و مشاغل دولتی و غیردولتی، تمایل نیروی انسانی شاغل در سنین مختلف برای ثبت نام در آموزش عالی کشورهای مورد مطالعه افزایش یافته است؛ لذا متقاضیان آموزش عالی به‌ویژه در مقاطع تحصیلات تکمیلی، صرفاً جمعیت جوان جامعه نبوده و تمامی سنین متقاضی ورود به آموزش عالی هستند. افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، تأثیر منفی و معناداری بر ثبت نام در آموزش عالی دارد. با افزایش یک درصدی سطح عمومی قیمت‌ها، ۵۱٪ درصد ثبت نام در آموزش عالی کاهش یافته است. تورم باعث کاهش قدرت خرید اکثریت جامعه، از جمله تقاضا برای ورود به آموزش عالی خواهد شد. برای نمونه در مورد ایران، طبق آمار منتشره بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۴۰۳)، هزینه تحصیلات در سال ۱۴۰۲ نسبت به سال ۱۴۰۱ بیش از ۷۰ درصد افزایش داشته است که ناشی از تورم و افزایش هزینه ارائه خدمات آموزشی بوده است.

آموزش عالی باعث کاهش هزینه تحصیلات برای خانوار و افزایش تقاضا برای آن خواهد شد. از دیدگاه اقتصاد ایران، طبق گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی^۱، در لایحه بودجه سال ۱۴۰۲، مجموع اعتبارات پیش‌بینی شده برای دستگاه‌های اصلی حوزه آموزش عالی، تحقیقات و فناوری با احتساب اعتبارات ردیف‌های متفرقه بالغ بر ۹۰ هزار میلیارد تومان برآورد شده است. رشد ۳۵ درصدی فصل آموزش عالی نسبت به سال ۱۴۰۱ که از رشد مصارف بودجه عمومی دولت (۶۸/۴۱ درصد) نیز کمتر است. با در نظر گرفتن افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، نشان‌گر وضعیت نامناسب آموزش عالی در بودجه دولت می‌باشد. این گزارش توضیح می‌دهد که بررسی ترکیب اعتبارات وزارت علوم، تحقیقات و فناوری و سایر مراکز آموزشی، پژوهشی و رفاهی وابسته به آن در لایحه بودجه سال ۱۴۰۳ نشان می‌دهد که وابستگی هزینه‌های دستگاه‌های فوق به اعتبارات عمومی نسبت به مصوب سال ۱۴۰۲ (که ۷۳ درصد برآورد شده بود)، ۴ درصد کاهش پیدا کرده است. ثبت نام در مقطع متوسطه، تأثیر مثبت و قابل توجهی بر ثبت نام در آموزش عالی دارد. با افزایش یک درصدی رشد ثبت نام در مقطع متوسطه، ۵٪ درصد افزایش ثبت نام در آموزش عالی خواهیم داشت. با افزایش استخدام نیروی انسانی دارای تحصیلات عالیه و کاهش شدید استخدام نیروی انسانی با مدرک دیپلم و پایین‌تر، در دنیا به دلیل تأثیر بیشتر تکنولوژی و نیاز به نیروی کار ماهر و به‌روز و همچنین افزایش چشم‌گیر فارغ التحصیلان دانشگاهی، دانش‌آموزان کشورهای مورد مطالعه تمایل بالایی به ادامه تحصیل پس از اخذ مدرک دیپلم دارند. نرخ شهرنشینی، تأثیر مثبت، جزئی و معناداری بر ثبت نام در آموزش عالی داشته است. افزایش یک درصدی نرخ شهرنشینی، باعث افزایش ۰/۸٪ درصدی تقاضای ثبت نام در آموزش عالی کشورهای مورد مطالعه شده است. این نتیجه با یافته‌های تحقیق ناظم بکایی^۲ و همکاران (۱۳۹۶)

² Nazem Bokaei¹ Islamic Parliament Research Center Of The Islamic Republic Of IRAN

اقتصادی بوده است. محاسبات نشان‌گر تأثیر بسیار جزئی و معنادار بر هم کنش سیاست‌های پولی و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر ثبت نام در آموزش عالی دارد. از طرف دیگر با ورود تأثیر تورم بر این برهم کنش، تبدیل به تأثیر منفی و معنادار شده است. به این صورت که افزایش یک درصدی بر هم کنش سیاست‌های پولی، تورم و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، باعث کاهش ۱/۰ درصدی تقاضای ثبت نام در آموزش عالی می‌شود. تأثیر معنادار برهم کنش، نشان از تنیدگی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی مختلف پولی و مالی دولت‌ها و بحران‌های اقتصادی مؤثر بر اقتصاد کشورهای مورد مطالعه دارد.

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.

مشارکت نویسندگان

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

تشکر و قدردانی نویسندگان

از مسؤولین و داوران مجله تشکر می‌کنند.

شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی کشورهای مورد مطالعه، تأثیر مثبت و معناداری بر ثبت نام در آموزش عالی داشته است. افزایش یک واحدی این شاخص منجر به افزایش ۷/۵۶ درصدی ثبت نام در آموزش عالی شده است. افزایش نااطمینانی جامعه به سیاست‌های اقتصادی دولت و بانک مرکزی، منجر به افزایش نااطمینانی اجتماعی و هراس از آینده به دلیل عدم امکان برنامه‌ریزی خواهد شد. افزایش هراس از آینده، منجر به افزایش تقاضای ورود به آموزش عالی برای دریافت مدارک دانشگاهی و افزایش احتمال استخدام در کشورهای مورد مطالعه می‌باشد. افزایش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی منجر به عدم توانایی صحیح و هدف‌گذاری‌های ناقص دولت و برنامه‌ریزان اقتصادی شده است. یکی از عوامل تأثیرپذیر از این موضوع، افزایش نرخ بیکاری به دلیل کاهش تقاضای نیروی انسانی توسط بنگاه‌های فعال خواهد بود. بنگاه‌های تولیدی نیز به دلیل افزایش نااطمینانی اقتصادی در فرآیند تولید کالا و خدمات، با احتیاط بیشتری عمل خواهند کرد و از سوی دیگر کاهش تقاضا برای کالا و خدمات به دلیل افزایش نااطمینانی اقتصادی بین جامعه، منجر به کاهش و تعدیل نیروی انسانی توسط بنگاه‌ها خواهد شد. این افزایش نرخ بیکاری، باعث می‌شود دانش‌آموزان فارغ‌التحصیل، به دلیل کمبود فرصت‌های شغلی، با ادامه تحصیل، به دنبال فرصت‌های شغلی باشند. دو متغیر دیگر مورد مطالعه، برهم کنش سیاست‌های پولی و نااطمینانی سیاست‌های

منابع

- Abdi Seyyedkolaee, M., & Firoozbakhsh, S. (2023). Investigating the role of monetary policy uncertainty in its effectiveness on production and inflation in Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 10(1), 165-190.
<https://doi.org/10.22034/ecoj.2023.51960.3063>. (In Persian)
- Acemoglu, D., & Autor, D. (2011). Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings, *Handbook of Labor Economics*, 4: 1043-1171.
[https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)02410-5](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)02410-5)
- Akeredolu, D. (2022). Inflation in Nigeria: impacts on tertiary education and solutions. Produced for the International Foundation for Sustainable Peace and Development (IFSPD) (31 August 2022).
- Ahir, H., Bloom, N., & Furceri, D. (2020). *The World Uncertainty Index*. NBER Working Paper: w29763, National Bureau of Economics Research.
<http://www.nber.org/papers/w29763>.
- Ahmed, O. A., & Tochukwu, O. A. (2024). Perceived influence of inflation on Nigeria educational system: A case study of federal polytechnic, Oko. *International journal of research and innovation in social science*, 8(3), 1602-1613.
<https://ideas.repec.org/a/bcp/journal/v8y2024i3p1602-1613.html>
- Ajzen, I. (2020). The theory of planned behavior: Frequently asked questions. *Human Behavior and Emerging Technologies*, 2(4), 314-324.
<http://dx.doi.org/10.1002/hbe2.195>
- Alaei, R., Salahmanesh, A., & Arman, S. A. (2020). Monetary policy efficiency under economic uncertainty (Research in Iranian economy). *Economic Growth and Development Research*, 11(41), 34-15.
<https://doi.org/10.30473/egdr.2020.49960.5538>. (In Persian)
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
<https://ideas.repec.org/a/oup/restud/v58y1991i2p277-297.html>
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68 (1), 29-51.
<https://ideas.repec.org/a/eee/econom/v68y1995i1p29-51.html>
- Arrow, K. (1962). *Economic welfare and the allocation of resources for invention*. In: R. Nelson (Ed.), *The Rate and Direction of Inventive Activity*.

- Princeton University Press, Princeton, NJ, 609-626.
<https://www.nber.org/system/files/chapters/c2144/c2144.pdf>
- Baek C., & Song M. (2021). College enrollment and real-life factors. *Research in Higher Education Journal*, 213342, 40, 1-8.
<https://www.aabri.com/manuscripts/213342.pdf>
- Bakutye, S. & Grundey, D. (2012). Identifying the Gap in Value Creation at Universities: the Consumer's Perspective, *Economics & Sociology*, 5(1), 96-110.
https://www.economics-sociology.eu/files/Bakutye_Grundey%20V5N1.pdf
- Ballarino, G., Filippin, A., Abbiati, G., Argentin, G., Barone, C., & Schizzerotto, A. (2022). The effects of an information campaign beyond university enrolment: A large-scale field experiment on the choices of high school students. *Economics of Education Review*, 91, Article 102308.
<https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2022.102308>
- Basu, S. & Bundick, B. (2017). Uncertainty shocks in a model of effective demand. *Econometrica*, 85 (3), 937-958.
<https://www.jstor.org/stable/44955145>
- Becker, G. (1993). The economic way of looking at behavior. *Journal of Political Economy*, 101(3):385-409.
<http://www.jstor.org/stable/2138769?origin=JSTOR-pdf>
- Belzil, C., & Leonardi, M. (2007). Can risk aversion explain schooling attainments? Evidence from Italy. *Labour Economics*, 14(6): 957-970.
<https://ideas.repec.org/a/eee/labeco/v14y2007i6p957-970.html>
- Betts, K., Hartman, K. & Oxholm, C. (2009). Re-examining & repositioning higher education: Twenty economic and demographic factors driving online and blended program enrollments. *Journal of Asynchronous Learning Network*, 13(4), 3-23.
<https://doi.org/10.24059/olj.v13i4.1645>
- Bhattacharjee J. (2017). The impact of inflation on education. *International journal of applied research*, 3(1), 23-34.
<https://www.allresearchjournal.com/archives/2017/vol3issue1/PartA/2-12-22-753.pdf>
- Bloom, N. (2009). The impacts of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77 (3), 623-685.
<https://doi.org/10.3982/ECTA6248>
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.

- [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Born, B., & Pfeifer, J. (2014). Risk matters: The real effects of volatility shocks: comment. *The American Economic Review*, 104(12), 4231-4239.
- <http://www.jstor.org/stable/43495370>
- Card, D., & Lemieux, T. (2001). Dropout and enrollment trends in the postwar period. *Risky behavior among youths: An economic analysis*, 7781, 439.
- <http://www.nber.org/chapters/c10694.pdf>
- Chapman, R. G. (1986). Toward a theory of college selection: A model of college search and choice behavior. *Advances in Consumer Research*, 13(1), 246-250.
- <https://www.acrwebsite.org/volumes/6497/volumes/v13/NA-13>
- Edmonds, E.V. (2006). Child labor and schooling responses to anticipated income in South Africa. *Journal of Development Economics*. 81 (2), 386-414.
- <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2005.05.001>
- Entezari, Y. (2021). Analyzing the impact of knowledge development ecosystem on national competitiveness: General model and policy applications for Iran. *Journal of Economics of Knowledge-Based Development*, 1(1), 1-24. (In Persian)
- <https://doi.org/10.52547/ir-phe.1401.1>
- Habibi Nikjou, H., Cheshomi, A. & Salimifar, M. (2022). Measuring the Media-based Economic Uncertainty index by Machine Learning Algorithms in Iran and its Effect on the Exchange Rate. *Monetary & Financial Economics*, 29(23), 1-46.
- <https://doi.org/10.22067/mfe.2022.75682.1175>. (In Persian)
- Heckman, S. J. & Montalto, C. P. (2018). Consumer risk preferences and higher education enrollment decisions. *Journal of Consumer Affairs*, 52(1), 166-196.
- <https://doi.org/10.1111/joca.12139>
- Hellstrand, J., Nisen, J., & Myrskylä, M. (2024). Educational field, economic uncertainty, and fertility decline in Finland in 2010-2019. *European Sociological Review*, 2024, 40, 754-771.
- <https://doi.org/10.1093/esr/jcae001>
- Jackson, G. A., & Weathersby, G. B. (1975). Individual demand for higher education: a review and analysis of recent empirical studies. *The Journal of Higher Education*, 46(6), 623-652.
- <http://dx.doi.org/10.1080/00221546.1975.11778666>
- Jones, C. I. (2019). Paul Romer: Ideas, Non-rivalry, and Endogenous Growth. *The Scandinavian Journal of Economics*, 121(3), 859-883.
- <https://doi.org/10.1111/sjoe.12370>

- Juhaidi, A., Fitria, A., Hidayati, N. & Azmi Saputri, R. (2025). Examining factors influencing enrolment intention in Islamic higher education in Indonesia, does Islamic senior high school matter? *Social Sciences & Humanities Open*, 11,101243.
<https://doi.org/10.1016/j.ssaho.2024.101243>.
- Koirala, N.P., Koirala, D.P., Nyiwul, L. & Zhining, Hu Z. (2024). Economic uncertainty, households' credit situations, and higher education. *Journal of Macroeconomics*, 80,103598, 1-17.
<https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2024.103598>.
- Koirala, N.P. & Kamara, A. (2023). The dynamic impacts of monetary policy uncertainty shocks. *Economies*, 11(1), 1-17.
<http://dx.doi.org/10.3390/economies11010017>
- Leduc, S., & Liu, Z. (2016). Uncertainty shocks are aggregate demand shocks. *Journal of Monetary Economics*. 82, 20-35.
<https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2016.07.002>
- Long, B.T. (2004). "How Have College Decisions Changed Overtime? An Application of the Conditional Logistic Choice Model." *Journal of Econometrics* 121(1-2): 271-296.
https://scholar.harvard.edu/sites/scholar.harvard.edu/files/btl/files/long_2004_college_decisions_overtime.pdf
- Maneejuk, P., & Yamaka, W. (2021). The impact of higher education on economic growth in ASEAN-5 countries. *Sustainability*, 13(2), 1-28.
<http://dx.doi.org/10.6007/IJAR-EMS/v12-i2/17375>
- Nazem Bokaei, M., Siami Araghi, E., & Fahimifar, F. (2018). Influencing factors on higher education in Iran (Economic modeling approach). *Educational Measurement and Evaluation Studies*, 7(20), 57-71. (In Persian)
https://jresearch.sanjesh.org/article_30027_7fde8c456c6646002716fa8635acede9.pdf?lang=en
- Oancea, B., Pospisil, R., & Mariana, R. (2017). Higher education and economic growth. a comparison between czech Republic and Romania. *Prague Economic Papers*. 26(4), 467-486.
<http://dx.doi.org/10.18267/j.pep.622>
- Parvu, I., & Ipate, D. M. (2012). Knowing our clients for a better management in higher education services. *Economics, Management, and Financial Markets*, 7(4), 703-710.
<https://ideas.repec.org/a/shc/jaresh/v3y2011i3p353-360>

- Pesaran, M.H., (2003). [A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence](#), [Cambridge Working Papers in Economics](#) 0346, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- <https://doi.org/10.2139/ssrn.457280>
- Pesaran, M. H. (2004). *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels*, IZA Discussion Papers 1240, Institute of Labor Economics (IZA).
- <https://docs.iza.org/dp1240.pdf>
- Promberger, M., Huws, U., Dagdeviren, H., Meier, L., Sowa, F., Boost, M., Athanasiou, A., Aytakin, A., Arnal, M., Capucha, L., Castro, C., Faliszek, K., Gray, J., Lecki, K., Mandrysz, W., Petraki, G., Revilla, J., Sengül, T., Slania, B., Tennberg, M., Vuojala-Magga, T. & Wódz, K. (2014). Patterns of resilience during socioeconomic crises among households in Europe (RESCuE). Concept, objectives and work packages of an EU FP 7 project. (IAB-Forschungsbericht 05/2014), Nürnberg, 52.
- <https://doku.iab.de/forschungsbericht/2014/fb0514.pdf>
- Psacharopoulos, G., & Patrinos, H.A. (2004). [Human capital and rates of return, chapters](#), in: Geraint Johnes & Jill Johnes (ed.), [International Handbook on the Economics of Education](#), chapter 1, Edward Elgar Publishing.
- <https://www.elgar-online.com/view/184376119X.00006.xml>
- Richardson, D. (2010). Child and family policies in a time of economic crisis. *Children & Society*, 24(6): 495-508.
- <http://dx.doi.org/10.1111/j.1099-0860.2010.00334.x>
- Romer, P. (1990). Endogenous technical change. *Journal of Political Economy*, 98(5):71-102.
- <https://ideas.repec.org/a/ucp/jpolec/v98y1990i5ps71-102.html>
- Roshan, A., Saeedi, A. & Ebrahimi, Y. (2023). Representation of good governance concept in higher education: Dimension analysis and examining the factor structure of indicators. *Quarterly Journal of Research and Planning in Higher Education*, 27(2), 1-24. (In Persian)
- https://journal.irphe.ac.ir/article_703025_846388891514c24cfac649c06f0cc5fe.pdf?lang=en
- Rush, L.M. (2023). Evaluating demand for full time enrollment in public higher education. *International Journal of Business & Management Studies*, 4(2), 20-30.
- <https://doi.org/10.56734/ijbms.v4n2a3>
- Schultz, T. W. (1961). Investment in Human Capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1-17.
- <http://www.jstor.org/stable/1818907>

- Sobotka, T, Vegard, S. & Philipov. D. (2011). Economic recession and fertility in the developed world. *Population and Development Review*, 37: 267-306.
<http://dx.doi.org/10.2307/23043283>
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
<https://doi.org/10.2307/1884513>
- Stafford, K. L., Lundstedt, S. B., Lynn, A. D. (1984). Social and economic factors affecting participation in higher education. *The Journal of Higher Education*, 55(5), 590-608.
<https://psycnet.apa.org/doi/10.2307/1981824>
- Strawiński, P., Broniatowska, P. & Majchrowska, A. (2016). Returns to vocational education. Evidence from Poland. Working Papers 2016-16, Faculty of Economic Sciences, University of Warsaw.
www.wne.uw.edu.pl/application/files/3216/3584/1531/WNE_WP207.pdf
- Testa, M. R. & Basten, S. (2014). Certainty of meeting fertility intentions declines in Europe during the 'Great Recession'. *Demographic Research*, 31: 687-734.
<https://doi.org/10.4054/DemRes.2014.31.23>
- Valencia, F. (2017). Aggregate uncertainty and the supply of credit. *Journal of Banking & Finance*, 81, 150-165.
<https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2017.05.001>
- Wang, D., Wang, Z. & Zong, X. (2023). Impact of economic policy uncertainty on higher education expansion. *Finance Research Letters*, Vol.52, 103564.
<https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.103564>
- Wendell, R.S. (1956). Product differentiation and market segmentation as alternative marketing strategies. *Journal of Marketing*, 21(1), 3-8.
<https://doi.org/10.2307/1247695>
- Windolf, P., (1992). Cycles of expansion in higher education 1870-1985: an international comparison, *Higher Education*. 23(1), 3-19.
<https://doi.org/10.1007/BF00141141>
- Wolfgang, D., Sadok, E.G., Omrane, G., & Malte, J., 2018. Policy uncertainty, investment, and the cost of capital. *Journal of Financial Stability*, (39), 28-45.
<https://doi.org/10.1016/j.jfs.2018.08.005>
- Wooldridge, J. M. (2001). Applications of Generalized Method of Moments Estimation. *Journal of Economic Perspectives*, 15 (4): 87-100.
<https://doi.org/10.1257/jep.15.4.87>

World-development-indicators.

<https://databank.worldbank.org>

Wright, R. (2017). Targeting a new customer segment: Marketing of higher education through athletics. *Journal of Applied Business and Economics*, 19(6), 106-110.

<https://doi.org/10.33423/jabe.v19i6.736>.

Zhu, T.T., Peng, H.R., & Zhang, Y.J. (2018).

The influence of higher education on economic growth: evidence from central China. *Higher Education Policy*, 31 (2), 139-157.

<http://dx.doi.org/10.1057/s41307-017-0047-7>