Journal of Environmental Research
Vol. 14, No. 28, Autumn & Winter 2024

Journal Homepage: www.iraneiap.ir
Print ISSN: 2008-9597 Online ISSN 2008-9590

Spatial Evaluation of Groundwater and Surface Water Resources Extraction on Relative Urban Poverty

Document Type
Research Paper

Received
2023/04/10

Accepted
2024/01/01

Seyed Parviz Jalili Kamju[1*], Mobina Zarei[2], Darioush Hassanvand[3]

1. Assistant Professor in Economics, Ayatollah Boroujerdi University, Lorestan, Iran.
2. PhD in Economics, Lecturer, Faculty of Humanities, Zanjan University, Zanjan, Iran.
3. Assistant Professor in Economics, Ayatollah Boroujerdi University, Lorestan, Iran.

DOI: 10.22034/eiap.2024.191704

Abstract

In recent years, the impact of environmental variables on the types of poverty has been considered by environmental economists. The aim of this study was to evaluate the effect of groundwater resources variables, quadratic groundwater power to consider nonlinear and threshold effects, surface water resources on relative poverty among 30 provinces of Iran in the period 2006-2019. The model used is the Stochastic Dynamic Panel (DPD) model with the Generalized Torque (GMM) method using Arellano-Bover / Bundell-Bond two-stage estimators considering 8 Durbin spatial variables (Durbin). The first spatial interval of relative poverty has also been included in the model in order to consider the spatial effects of the vicious cycle of poverty. The estimated threshold using the Durbin space model is 0.00493 million cubic meters per year. Considering that the quadratic coefficient of extraction is 929/2549, if the water extraction passes above the threshold of 493/1804 million cubic meters per year, the relative poverty line will increase. According to this threshold, the annual water consumption threshold for a population of 80 million people is 39.454 billion cubic meters, while the average extraction of groundwater resources in the above period is equal to 59.927 billion cubic meters, which shows that in throughout the period, Iran has crossed the threshold. Due to the spatial effects, it is suggested that water management policies be changed from political geography management to catchment management.

Keywords: Nonlinear Spatial Effects, Groundwater Resources, Surface water resources, Relative Poverty, S-GMM-D Model
JEL: I30,Q25, C21

* Corresponding author: Email: Parviz.jalili@abru.ac.ir

Introduction

Poverty and lack of water is one of the biggest global challenges and among the sustainable development goals of the United Nations, which is a very serious matter, especially for developing dry areas (Xu et al., 2020). Many countries tried to solve these challenges by creating infrastructure and developing service industries. (Yao et al., 2020, Mu, L. et al., 2022). Recent efforts to save water consumption and reduce poverty through a socio-ecological approach have been used in dry areas (Adhikari, 2013; Li et al., 2016). A look at the experiences of underdeveloped countries shows that economic growth does not necessarily reduce poverty. Therefore, a form of economic growth should be aimed at, which is accompanied by poverty reduction and so-called "anti-poverty growth". A look at the experience of underdeveloped countries shows that if the characteristics of poor groups are not considered in the growth model, the growth of national production will not necessarily be accompanied by poverty reduction (Parvin et al., 2013). Water affects poverty in different aspects (volume, amount of extraction, location of extraction), since in some places water is abundant, on the other hand, water is very scarce in other geographical places. Therefore, in addition to the amount of extraction and its amount, the spatial analysis of water and its impact on poverty is also important (Khorani, A; and Khajeh, 2013); That is, it is possible to transfer water in the areas where the drought is less and its amount is significant, to the areas where the drought is more, the entry of water to these areas will lead to the improvement of agriculture, etc., and as a result, poverty will be reduced.

Methodology / Experimental Design

In this research, the number of sections is 30 provinces and the number of years of the time series is 14 (2006-2019). In panel models, the dynamic form of the model is obtained by entering the intervals of the dependent variable as an independent variable on the right side of the model. The dynamic panel method of generalized moments is used when the number of sections in the panel data is more than the number of time series (Baltagi, 2008); Considering the dynamic nature of the panel model, in order to consider the vicious cycles of poverty, the method of generalized moments of GMM should be used. The GMM estimator is a versatile estimator that, unlike the maximum likelihood (ML) method, does not require accurate information on the distribution of disorder sentences. The application of GMM method with dynamic panel data (DPD) will have advantages such as in terms of individual heterogeneity, elimination of biases in cross-sectional regressions, and as a result, estimators with higher efficiency and less collinearity, and considering spatial variables, interruption Spatial and in terms of the spatial weight matrix, geographical and spatial effects will be considered using the space Dorbin model, and the estimated coefficients will not have torsion and will be consistent (Samadi et al., 2012). Also, Arellano-Bauer/Bundel-Band estimators were used in this research.

The existence of a break in the dependent variable on the right side of the panel model leads to the violation of the assumption of non-autocorrelation between the independent (explanatory) variables and disorder sentences as one of the classical assumptions. As a result, the use of ordinary least squares methods (in the panel model of fixed effects and random effects) will provide skewed and inconsistent results (Arellano & Bond 1991; Baltagi, 2008). Using the method of generalized moments (GMM) by using instrumental variables solves this problem, i.e. the endogeneity of explanatory variables or the dynamic structure of the model, and in order to remove the bias caused by the endogeneity of explanatory variables, it allows all regression variables even with an interval. , if they do not have a correlation with disturbance components, enter the model as an instrumental variable (Green, 2012). The GMM estimator is a robust estimator that, unlike the maximum likelihood (ML) method, does not require detailed information on the distribution of disorder sentences (Meshki. 2018). The two-stage least squares method, which is presented in order to solve the problem of correlation between disorder sentences and explanatory variables, will lead to the calculation of large variance for estimators and their non-significance due to the difficulty in choosing tools (Yavari,. and Ashraf-zadeh, 2014). . To solve this problem, the method of generalized moments (Arellano & Bond 1991) was proposed. By choosing the right tools and applying a weight matrix, this method can be considered a robust estimator for the conditions of variance heterogeneity and unknown autocorrelations (Meshki. 2018). Also, the application of the GMM method with dynamic panel data (DPD) will have advantages such as in terms of individual heterogeneity, removal of biases in cross-sectional regressions, and as a result, estimators with higher efficiency and less collinearity (Nadiri, and Mohammadi, 2018).

Results and Discussion

The results of the estimation of SGMM-DPD model showed that the quadratic coefficient of the underground water resource extraction variable is negative and the first coefficient is positive, which confirms a U-shaped relationship between water and poverty, where poverty is located on the vertical axis and water is located on the horizontal axis. In the beginning, the more water is consumed, the poverty decreases, but after crossing the threshold, with the increase in water consumption, the relative poverty has increased. According to the estimated coefficients, both of which are significant at the 5% level, the amount of water consumed is 0.00493 million cubic meters per capita annually. Considering that the quadratic coefficient of extraction is 2549/929, in case of transition of the extraction of underground water resources from the threshold of 1804/493 cubic meters per year, the relative poverty line will increase with the coefficient of 929/2549, that is, initially with the increase of underground water extraction. Due to reasons such as the increase in productivity in agriculture and animal husbandry, the increase in the level of production and the subsequent increase in employment, etc., people's incomes have increased and as a result, poverty has decreased, but by passing through Ahad Astana, the level of underground water in the production of agricultural products has decreased. And reduced animal husbandry will lead to increased unemployment... and as a result, an increase in poverty. Based on this threshold, the annual water consumption threshold for a population of 80 million people is 39.454 billion cubic meters, while the amount of underground water resources extraction in 2016 is equal to 54.481 and on average in the whole period 59.927 billion cubic meters per year. It has been that in the whole period Iran has crossed the threshold and excessive extraction of underground water resources has negative economic, social and environmental effects, which has led to the aggravation of relative poverty. Among the research variables, the water variable has the greatest impact on relative poverty, which shows that due to Iran's special climatic conditions, this variable has relatively high economic effects. After underground water resources, it has the greatest impact on poverty, in order of the first break of relative poverty, income inequality (Gini coefficient) and unemployment rate. 5 out of 8 space camera variables were significant; But the variables of surface water, government spending budget and economic growth did not have spatial effects; That is, if the mentioned variables change in the province in question, they have no effect on the relative poverty line in the neighboring province. In general, it can be said that the variables of surface water, government spending budget and economic growth do not have a spatial and geographical effect on the relative poverty line, that is, the change of these variables in the province in question causes The relative poverty line does not change in the neighboring province; But the most important variable is the underground water resources, which has spatial effects and shows that withdrawal from common catchment basins has spatial spatial effects for neighboring provinces, and if a province has a higher withdrawal in a common catchment basin. It will have a significant long-term effect on the relative poverty in the neighboring province. Of course, the spatial autocorrelation tests for the disturbance sentences and the first break of the relative poverty variable and both tests jointly showed that the model has significant spatial effects. Sargan's test also showed that the used instrumental variables have validity. 8 The spatial variance heterogeneity test also showed that the model has spatial heterogeneity variance, for this purpose the spatial matrix was entered into the model as a weight.

Conclusion

The results of the research show that Iran's economy has crossed the threshold level and underground water resources have a significant long-term and spatial effect on the increase of relative poverty among the provinces of Iran. Therefore, considering the presence of spatial effects, it is suggested that water management policies be changed from political geography management to watershed management; Because several provinces that have different political and geographical borders may share an underground catchment basin, thus allocating water solely based on political geography will lead to long-term negative spatial effects, for example, water allocation in the Zayandeh River basin. Either at the inter-country level in Tigris and Euphrates between Turkey, Iraq and Iran or in Hirmand between Iran and Afghanistan, surface or underground watersheds are shared, but water allocation is based on political geography boundaries. Thus, in the allocation of domestic underground water resources by establishing several provincial regional water companies with different political tendencies and even with regional and ethnic tendencies and prejudices, without taking into account the long-term spatial effects, an optimal allocation in a common groundwater basin cannot be achieved. natural and environmental in terms of sustainable development and poverty reduction; Because instead of the optimal allocation of resources, due to the unhealthy competition of regional water companies in raising their performance indicators, the primary goal is to drain more resources over time, regardless of its

long-term spatial effects, rather than the optimal allocation of water resources in a sector that has added value and higher opportunity cost. Is.

References

Adhikari, B. 2013. Poverty reduction through promoting alternative livelihoods: implications for marginal drylands. J. Int. Dev. 25, 947–967.

Arellano, M. & Bond, S. 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment. Rev. Econ. Stud. 58: 277–297.

Arellano, M. & Bover. O. 1995. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models.Journal of Econometrics 68: 29–51.

Baltagi, B. H. 2008. Econometric Analysis of panel data, Chichester: John Wiely& Sons Ltd.

Greene, W. H. 2012. Econometric Analysis, 7th ed, New Jersey, Upper Saddle River: Pearson International.

Khorani, A. & Khajeh, 2013. Simultaneous study of drought and groundwater level drop (case study: Darab Plain). Space planning and preparation (Humanities teacher), 18(2), 57-79. (in Persian)

Meshki, M. 2018. Determining the effective factors on the performance of listed companies using the method of generalized moments and estimated generalized least squares, Journal of Accounting Advances of Shiraz University, 3(1): 91-119. (in Persian)

Nadiri, M. & Mohammadi, T. 2018. Investigating the effect of institutional structures on economic growth with dynamic panel data GMM method, Economic Modeling Quarterly, 5th year, (3): 1-24. (in Persian)

Parvin, S.; Banoui, A. & Abbasian Nigjeh, S. 2013. Identifying the growth of economic sectors in reducing poverty using the constant price increasing coefficients approach, economic growth and development researches, 3 (10): 27-40. (in Persian)

Xu, Z. Chau, S.N. Chen, X. Zhang, J. Li, Y. Dietz, T. & et al., 2020. Assessing progress towards sustainable development over space.

Yao, Y. Sun, J. Tian, Y. Zheng, C. & Liu, J. 2020. Alleviating water scarcity and poverty in drylands through telecouplings: Vegetable trade and tourism in northwest China. Science of The Total Environment, 741, 140387.

Yavari, K. & Ashraf-zadeh, H. 2014. Economic integration of developing countries; Application of gravity model with combined data using GMM and convergence method, Bazargani Research Quarterly, (36): 1-28. (in Persian)

پژوهش‌های محیط‌زیست، سال ١٤، شماره ٢٨، پاییز و زمستان ١٤٠٢، از صفحه ٧٥ تا ٩٦

ارزیابی فضایی استخراج منابع آب زیرزمینی و سطحی بر فقر نسبی شهری

سید پرویز جلیلی کامجو*[1]، مبینا زارعی[2]، داریوش حسنوند[3]

١. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آیت ا... بروجردی، لرستان، ایران.
٢. دکتری اقتصاد، مدرس دانشکده علوم انسانی، دانشگاه زنجان، زنجان، ایران
٣. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آیت ا... بروجردی، لرستان، ایران.

تاریخ وصول مقاله: ١٤٠٢/٠١/٢١ تاریخ پذیرش مقاله: ١٤٠٢/١٠/١١

چکیده

متغیرهای عینی و ذهنی مختلف بر انواع مختلف تعاریف و شاخص‌های فقر مؤثر است؛ اما در سال‌های اخیر تاثیر متغیرهای محیط‌زیست بر انواع فقر موردتوجه اقتصاددانان محیط‌زیستی قرارگرفته است. هدف این پژوهش ارزیابی تاثیر متغیرهای منابع آب زیرزمینی به‌منظور در نظر گرفتن اثرات غیرخطی و آستانه‌ای آن بر فقر نسبی در بین ٣٠ استان ایران و در دوره زمانی ١٣٨٥– ١٣٩٨ است. مدل مورداستفاده مدل پانل پویای تصادفی (DPD) با روش گشتاوری‌های تعمیم‌یافته (GMM) با کاربرد برآوردگرهای دومرحله‌ای آرلانو– باور/ بوندل– بوند با در نظر گرفتن ٨ متغیر فضایی دوربین (Durbin) است. وقفه فضایی اول فقر نسبی به‌منظور در نظر گرفتن اثرات فضایی دور باطل فقر نیز وارد مدل شده است. میزان آستانه برآورد شده با استفاده از مدل فضایی دوربین ٠/٠٠٤٩٣ میلیون مترمکعب سرانه سالیانه است. با توجه به اینکه ضریب درجه دوم استخراج ٩٢٩/٢٥٤٩ است در صورت گذر استخراج آب از آستانه ٤٩٣/١٨٠٤ مترمکعب سالیانه سرانه، خط فقر نسبی افزایش خواهد یافت. بر اساس این حد آستانه میزان آستانه مصرف سالیانه آب برای یک جمعیت ٨٠ میلیون نفری ٣٩/٤٥٤ میلیارد مترمکعب است، درصورتی‌که میزان استخراج منابع آب زیرزمینی به‌طور متوسط در دوره فوق برابر با ٥٩/٩٢٧ میلیارد مترمکعب است که نشان می‌دهد در کل دوره، ایران از حد آستانه عبور کرده است. با توجه به وجود اثرات فضایی پیشنهاد می‌گردد که سیاست‌های مدیریت آب از مدیریت جغرافیای سیاسی به مدیریت حوضه‌های آبریز تغییر یابد.

کلید واژه‌ها: اثرات غیرخطی فضایی، منابع آب زیرزمینی، منابع آب سطحی، فقر نسبی، مدل S-GMM-D

JEL: I30,Q25, C21

* نویسنده مسئول: Email: Parviz.jalili@abru.ac.ir
DOI: 10.22034/eiap.2024.191704

سرآغاز

ایران یکی از کم آب‌ترین کشورهای جهان است و مدیریت منابع آبی از دوران باستان همواره یکی از سیاست‌های مهم دولت‌ها بوده است. در طول تاریخ ایران، خشک‌سالی‌های زیادی رخداده است که تا پیش از دوران مدرن این خشک‌سالی‌ها طبیعی بودند، اما علت خشک‌سالی کنونی ایران تا حد زیادی سیاست‌های غلط دولت‌ها است. تغییرات اقلیمی موضوعی جدی است که از ده‌ها سال پیش دانشمندان درباره آن هشدار می‌دادند و درباره منطقه خاورمیانه موضوع کمبود آب جدی‌ترین بحران پیش‌بینی می‌شد. ایران از نظر جغرافیایی در کمربند خشک و نیمه‌خشک جهان قرار دارد و میانگین بارندگی آن حدود ۲۴۰ میلی‌متر است که کمتر از یک‌سوم متوسط جهانی است. ایران ۱/۲ درصد سطح خشکی‌های زمین و ۱ درصد جمعیت جهان را دارد ولی تنها ۳۶ صدم درصد بارش‌های سالانه را دریافت می‌کند (Mokhtari, 2012). توزیع منابع آبی، استخراج آن و بارش‌ها نیز در سطح استان‌ها یکسان نیست، بسیاری از استان‌های وسیع و کم‌جمعیت مثل سمنان، یزد، سیستان و بلوچستان و خراسان جنوبی با مشکلات آبی ناشی از اقلیم خشک مواجه هستند اما در استان‌های پرجمعیت نیز عدم تطابق استخراج و بارندگی با مصرف آب همانند قم و تهران، باعث شده است این استان‌ها نیز با کمبود آب مواجه شوند (Mokhtari, 2012) از این‌رو هرگونه تولید و توسعه کشاورزی و صنعتی در این نواحی درگرو تهیه آب خواهد بود. با افزایش جمعیت و توسعه اقتصادی تقاضا برای منابع آب زیرزمینی افزایش‌یافته و به دلیل تنوع آب و هوایی دسترسی یکسان به آب برای همه وجود ندارد. افراد فقیر و حاشیه‌نشین به‌ویژه روستاهای کوچک، بیشتر تحت تاثیر کم‌آبی قرار می‌گیرند (Stifel & Balasubramanya, 2020).

منابع آب برای امنیت غذایی، توسعه اقتصادی و خدمات اکوسیستم حیاتی است (Oki & Kanae, 2006). مقابله با گسترش خشکی و بیابانی شدن چندان ساده نیست لیکن بشر می‌تواند فعالیت‌های خود را در این زمینه بر اساس چرخه آب‌شناسی طوری تنظیم کند که مقدار مشخصی آب، بدون بروز تاثیرات نامطلوب جانبی نظیر پدیده بیابان‌زایی، نیازهای او را برآورده سازد (Westmore, 2018). با عنایت به نقش مهم و حیاتی منابع آب زیرزمینی در کشورها و نقش زیر بنایی آن در بخش توسعه اقتصادی، کشاورزی، اشتغال و از همه مهم‌تر فقرزدایی معیشتی در سطح استانی و روستایی و از آنجایی که ۷۰ درصد از مصرف آب شیرین برای کشاورزی اختصاص داده می‌شود لازم است تا رابطه بین آب و فقر بررسی شود (Stifel & Balasubramanya, 2020). همچنین متغیرهای اقتصاد کلان مانند تورم، بیکاری، هزینه‌های دولت و رشد اقتصادی بر میزان شاخص‌های فقر تاثیر می‌گذارد. در مسائل اقتصاد کلان، تثبیت اقتصادی یکی از مهم‌ترین اهداف اقتصاد است که همیشه توسط دولت‌ها از طریق سیاست‌های اقتصادی اعمال می‌شود. مقامات دولتی و پولی سیاست کلان اقتصادی شامل سیاست‌های مالی و پولی را برای تثبیت اقتصاد اتخاذ می‌کنند. وجود چرخه تجاری نه‌تنها منجر به انحراف متغیر اقتصاد کلان از مسیر طولانی‌مدت آن‌ها می‌شود، بلکه به افراد فقیر نیز تاثیر می‌گذارد. دوچرخه تجاری عمده شامل رکود اقتصادی و چرخه تورم است. در اولین مورد، فعالیت‌های اقتصادی با کاهش چشمگیر روبه‌رو خواهند شد و سطح تولید و اشتغال نیز کاهش می‌یابد. واضح است که تحولات ناشی از چرخه‌های کسب‌وکار که عمدتاً شامل بیکاری و تورم می‌شود، مهم‌ترین تاثیر را در درآمد کم و فقرا جامعه دارد. کاهش اشتغال از طریق کاهش فرصت‌های شغلی همه افراد جامعه، به‌ویژه افراد فقیر که صاحبان تولید نیستند، باعث از دست دادن فرصت درآمد برای افراد محروم جامعه خواهد شد و همچنین تورم نیز موجب کاهش قدرت خرید فرد در طول زمان خواهد شد. در چنین شرایطی، دولت و بانک مرکزی سیاست‌های ثبات را به‌منظور کاهش طول رکود و چرخه تورم اجرا می‌کنند؛ بنابراین، در ادامه بحث، سعی خواهیم کرد که تحلیل دقیق‌تری داشته باشیم تا اثر متغیرهای کلان را بر فقر در ایران بررسی کنیم (Kashi & Tash, 2014). باید توجه داشت که هم متوسط درآمد و هم نابرابری درآمدی بر فقر تاثیرگذارند. افزایش درآمد متوسط باعث کاهش فقر می‌شود و افزایش نابرابری فقر را افزایش می‌دهد؛ بنابراین، یکی عامل تاثیرگذار بر فقر، در ارتباط با تغییر درآمد متوسط است و عامل دیگر مربوط به تغییر نابرابری است. مقدار دو جزء، حساسیت نسبی کاهش فقر را به رشد و نابرابری ارائه می‌دهد. واضح است که اگر اهمیت عامل رشد بیش از مؤلفه‌های نابرابری باشد، سیاست‌های حداکثر کردن رشد ممکن است در دستیابی به کاهش سریع فقر موفق باشد. اگر تاثیر اجزای نابرابری بر رشد غالب شود، سیاست‌هایی ضد فقری که نابرابری را کاهش می‌دهند، باید پذیرفته شوند (Kakwani, 1993). در شرایط توزیع درآمد نامناسب، الف. وجود نابرابری‌های اجتماعی و

توزیع نامناسب درآمد، مانعی برای دسترسی به سرمایه‌های مالی و انسانی یا فرصت‌های لازم برای گریز از فقر در جامعه هستند. ب. بازدهی تلاش افراد وابستگی کمی با آموزش‌ها (میزان انباشت سرمایه انسانی) و یا سرمایه‌های فیزیکی و مالی افراد دارد؛ زیرا گروهی از افراد جامعه دسترسی بهتری به موقعیت‌های مناسب و بهره‌مندی از امتیازات انحصاری از منافع حاصل از منابع جامعه دارند (Khodadadkashi & Shahiki Tash, 2011). افزایش درآمد کشاورزان از طریق ضریب تکاثر کل درآمد استان و درنتیجه سطح فقر استان را تحت تاثیر قرار خواهد داد. فقر استانی به دو روش مستقیم و غیرمستقیم از فقر کشاورزان تاثیر می‌پذیرد. الف. به شکل مستقیم چون بخشی از جمعیت فقرا را کشاورزان تشکیل می‌دهند، از این رو، افزایش درآمد کشاورزان باعث تاثیرگذاری بر فقر می‌شود. همچنین ب. از طریق ضریب فزاینده، اثرات افزایش درآمد جمعیت کشاورزان فقیر به‌کل استان که افزایش درآمد این گروه، درآمد کل افراد و فقرای استان را افزایش می‌دهد.

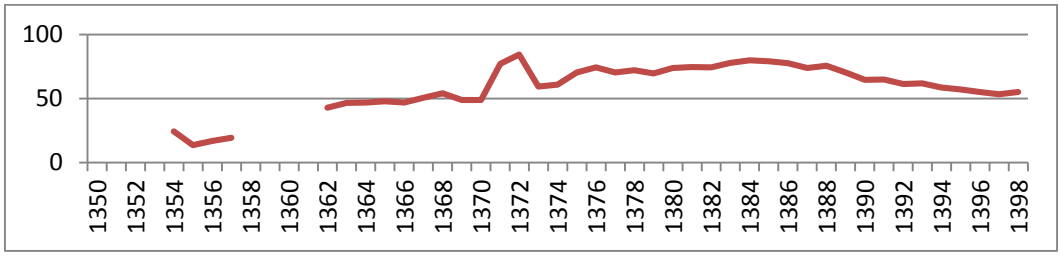
در نتیجه ضرورت ایجاب می‌کند تا سیاست‌گذاران سیاست‌هایی را در جهت استفاده بهینه از آب مصرفی داشته باشند و بتوانند به کاهش فقر و توسعه پایدار استانی و منطقه‌ای کمک کنند. ازاین‌رو، علاوه بر حجم استخراج و میزان آن، تحلیل فضایی آب و تاثیر آن بر فقر نیز مهم است؛ و در آخر، هدف پژوهش حاضر ارزیابی اثرات فضایی استخراج منابع آب زیرزمینی و سطحی بر فقر نسبی شهری با استفاده از مدل پانل پویای تصادفی (DPD) با روش گشتاوری‌های تعمیم‌یافته (GMM) و با کاربرد برآوردگرهای دومرحله‌ای آرلاندو/ باور و بوندل/ باند[1] است؛ و همچنین شناسایی اثرات مدیریت بهینه منابع آب زیرزمینی و دادن راه‌کارهای اقتصادی برای کاهش فقر معیشتی در استان‌های ایران است.

مبانی نظری

فقر و کمبود آب از بزرگ‌ترین چالش‌های جهانی و ازجمله اهداف توسعه پایدار سازمان ملل متحد است که به‌ویژه برای مناطق خشکِ درحال‌توسعه امری بسیار جدی است (Xu et al., 2020). بسیاری از کشورها تلاش کردند تا با ایجاد زیرساخت‌ها و توسعه صنایع خدماتی این چالش‌ها را برطرف کنند (Yao et al., 2020 Mu et al., 2022). تلاش‌های اخیر برای صرفه‌جویی در مصرف آب و کاهش فقر از طریق رویکرد اجتماعی- بوم‌شناختی در مناطق خشک استفاده‌شده است (Adhikari, 2013; Li et al., 2016). نگاهی به تجارب کشورهای توسعه نیافته نشان می‌دهد که رشد اقتصادی، الزاما کاهش فقر را به همراه نخواهد داشت. از این‌رو، شکلی از رشد اقتصادی را باید هدف قرارداد که همراه با کاهش فقر باشد و به‌اصطلاح «رشد فقرزدا» باشد. نگاهی به تجربه کشورهای توسعه‌نیافته نشان می‌دهد که اگر ویژگی‌های گروه‌های فقیر در الگوی رشد در نظر گرفته نشود، رشد تولید ملی، الزاماً همراه با کاهش فقر نخواهد بود (Parvin et al., 2013). آب از جنبه‌های مختلف (حجم، میزان استخراج، موقعیت مکانی استخراج) بر فقر تاثیر دارد، از آنجا که در بعضی از نقاط آب فراوان است، در مقابل، در مکان‌های جغرافیایی دیگر آب بسیار کم است. از این رو، علاوه بر حجم استخراج و میزان آن، تحلیل فضایی آب و تاثیر آن بر فقر نیز مهم است (Khorani & Khajeh, 2013)؛ یعنی می‌توان آب را در مناطقی که خشک‌سالی کمتر بوده و میزان آن قابل‌توجه است، به مناطقی که خشک‌سالی بیشتر است انتقال داد، ورود آب به این مناطق منجر به بهبود کشاورزی و ... خواهد شد و درنتیجه فقر کاهش خواهد یافت.

همچنین آب در فعالیت‌های مولد و مصرفی مورداستفاده قرار می‌گیرد و به شیوه‌های پیچیده به معیشت روستایی و شهری کمک می‌کند. پرورش و تولید دام و طیور، فعالیت‌های زراعی، ماهیگیری، اکوسیستم‌ها، همچنین، تفریح و سلامت انسان تحت تاثیر کیفیت و کمیت آب در دسترس است. در بسیاری از موارد، مردم فقیر دسترسی به آب کافی برای هر دو کاربردهای تولیدی و مصرفی ندارند، به این دلیل که فاقد منابع فیزیکی (منظور از منابع فیزیکی استفاده از ماشین‌آلات و ابزارهای صنعتی برای احداث چاه و ...) هستند (Molden et al., 2007). بعضی‌اوقات آب در دسترس است، اما به دلیل بهره‌وری پایین آب و یا به دلیل عدم سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها، امکان دسترسی به منابع وجود ندارد. این مسئله نیز به‌عنوان کمبود آب در نظر گرفته می‌شود. مشکلات ناکارآمدی منابع آب نیز به افزایش فقر کمک می‌کند. همچنین، خشک‌سالی، سیلاب و تغییر در تخصیص آب نیز فقر و آسیب‌پذیری را افزایش می‌دهد (Carter et al., 2007). اثر مستقیم آب بر کاهش فقر، دسترسی به آب به‌عنوان نهاده اولیه، واسطه‌ای و نهایی است که باعث افزایش تولید و درآمد کشاورزان می‌شوند. اثر غیرمستقیم دسترسی به آب در مناطق روستایی در کاهش فقر این است که سرمایه فیزیکی و مالی، دانش و نیروی انسانی به‌جای تمرکز بر روی رقابت فشرده برای دسترسی به آب، بر روی افزایش بهره‌وری، ابداع و اختراع سرمایه‌گذاری متمرکز است (Word Bank, 2005). تضمین امنیت دسترسی به آب

باکیفیت و کمیت مناسب که درگرو مدیریت جامع منابع آب مبتنی بر تئوری‌های اقتصاد آب است (تعریف دقیق حقوق مالکیت آب)، می‌تواند باعث افزایش امید به آینده مثبت در این زمینه شود و انتخاب‌های اقتصادی افرادِ تحت تنش آبی با منابع ناپایدار آب را افزایش داده و بهبود بخشد و در مسیر بهبود پاراتویی[۱] قرار دهد (Cremers et al., 2005). به‌طورکلی، می‌توان رابطه بین آب و فقر را از سه بعد بررسی کرد (Lewis & Yacob, 2004): الف. سلامت (بهداشت) ب. معیشت و ج. آسیب‌پذیری. الف. سلامت: کمیابی آب ممکن است منجر به کاهش کیفیت آب در دسترس گردد و از این طریق بر سلامتی و تغذیه افراد به‌خصوص در مناطق روستایی که دسترسی به سیستم‌های انتقال آب نیز وجود ندارد، تاثیر مستقیم داشته باشد (Upadhyay et al., 2005). نکته کلیدی که در این مورد وجود دارد، این است که کمبود آب باعث فقر می‌شود به این شکل که سلامت مردم فقیر تحت تاثیر آب آلوده و خدمات بهداشتی ضعیف قرار دارد که نشان می‌دهد چرخه‌ای از رابطه بین بدتر شدن وضعیت بیماری (عدم سلامت) و فقر وجود دارد. بیماری بیشتر که هزینه‌های شدید مالی و شخصی دارد، باعث فقر بیشتر می‌شود و فقر باعث عدم توانایی پرداخت مخارج بیماری یا کسب سلامت می‌شود (Lewis & Yacob, 2004). ب. معیشت: دسترسی به آب کشاورزی در مناطق روستایی منجر به کاهش فقر ناپایدار[۲] از طریق افزایش اشتغال، محصول و درآمد در سطح مزرعه می‌گردد (Lipton et al., 2003). در مناطق روستایی، سیستم‌های معیشتی مردم در دنیای طبیعی ریشه دارند و به سلامت اکوسیستم وابستگی دارند. عدم تامین آب آشامیدنی کافی و آلودگی منابع املاک مشترک، مانند دریاچه‌ها، رودخانه‌ها و مناطق ساحلی، به‌طور مستقیم به فقرا، باعث افزایش فقر می‌شود. (Hanjra et al., 2009). منابع مالکیت مشترک سهم قابل‌توجهی از درآمد برای غذا دارد و درآمد خانوار برای فقیرترین دسته خانواده‌ها را فراهم می‌کنند (Lewis & Yacob, 2004). جو. آسیب‌پذیری: آسیب‌پذیری از ابعاد حیاتی فقر است. افراد فقیر به‌طور خاص تحت تاثیر شوک‌های محیطی و بحران قرار دارند. شوک‌های محیطی از طریق تغییرات آب و هوایی (طوفان، سیل، رانش زمین، خشک‌سالی و ...) و همچنین تغییر الگوهای بارندگی، تغییر زمین‌های کشاورزی و ... در کشورهای درحال‌توسعه بر شدت فقر افراد در این مناطق می‌افزاید (Lewis & Yacob, 2004).



نمودار (۱): استخراج منابع آب زیرزمینی (میلیون مترمکعب)، مرکز آمار ایران، سالنامه‌های استانی و شرکت مدیریت منابع آب

وضعیت استخراج آب زیرزمینی در کل کشور در نمودار (۱) نشان داده شده است که بیانگر گرایش به روند افزایشی در طول زمان دارد که البته در سال‌های انتهایی کاهش نسبی همراه با نوسان استخراج داشته است.

استخراج غیرخطی منابع آبی زیرزمینی بر فقر مانند بسیاری از متغیرهای محیط‌زیستی، تاثیر استخراج منابع آبی زیرزمینی را پس از گذشت از یک حد مشخص، اثرات را به شکل دیگری نشان می‌دهد و غیرخطی است. در اینجا استدلال می‌شود که چگونه این امکان وجود دارد که پس از استخراج بیشتر منابع آبی فقر افزایش یابد، یعنی در ابتدا فقر کاهش یابد و پس از مدتی با افزایش استخراج آب فقر افزایش یابد.

دلایل افزایش فقر با افزایش استخراج منابع آب زیرزمینی پس از حد آستانه‌ای:

الف. افزایش هزینه‌های استخراج منابع با گذشتن از حد آستانه که در این وضعیت فقرا توان مشارکت در هزینه‌های آن را نداشته و محرومیت درآمدی برای آن‌ها ایجاد می‌شود. ب. افزایش عمق چاه‌ها و جایگزینی چاه‌های عمیق با چاه‌های نیمه عمیق که نیاز به سرمایه‌گذاری بیشتر دارد و افراد در سطوح متوسط درآمدی امکان چنین سرمایه‌گذاری را کمتر دارند و ممکن است احتمال دسترسی به آب برای افراد فقیر کاهش یابد. ج. افزایش استخراج منابع زیرزمینی بالاتر از حد آستانه که شامل قنات، چشمه، چاه عمیق و نیمه عمیق است، منجر به افت سطح منابع آب زیرزمینی،

نزول ستون آب در حوضه منابع آب زیرزمینی و درنهایت منجر به دسترسی محدود به آب به‌خصوص آب چشمه و قنات به دلایل بروز نشانه‌های خشک‌سالی گردد و تنها ملاک‌هایی که مجوز چاه عمیق و نیمه عمیق دارند به منابع آب دسترسی داشته باشند. د. طبق نظریه رانت ریکاردو در مورد زمین‌های مرغوب و نامرغوب، دسترسی به آب یکی از معیارهای تفکیک زمین مرغوب و نامرغوب است. در صورت گذر از حد آستانه و محدودیت دسترسی به آب فقط برای افرادی که مجوز استحصال چاه‌های عمیق دارند یا امکان سواری مجانی در حفر چاه‌های غیرمجاز دارند، رانت برای صاحبان زمین مرغوب ایجاد می‌گردد، سود سرمایه‌دار و حتی در شرایط کنونی اقتصادی، بخشی از دستمزد اسمی کارگران، سهم رانت صاحبان آب می‌گردد که کاهش سود مداوم سرمایه‌گذار و کاهش دستمزد نیروی کار، منجر به ایجاد نابرابری درآمد و ثروت می‌شود و افزایش فقر را در پی خواهد داشت. ه. استفاده بیش‌ازحد و گذر از حد آستانه آب زیرزمینی منجر به منفی شدن چشم‌انداز نسبت به آینده فعالیت‌های کشاورزی می‌گردد و حتی می‌تواند بازده این بخش را تحت تاثیر قرار دهد. پیامدهای جبران‌ناپذیر بحران آب عبارتنداز: بالا رفتن هزینه پمپاژ آب، شور شدن آب زیرزمینی، نشست زمین و ایجاد شکاف‌ها در سطح دشت‌ها و مشکلات محیطزیستی (Yavari et al., 2014). ح. در طول زمان و در کشورهای توسعه‌نیافته، به‌احتمال‌زیاد مشکلات ناشی از کمبود آب، مدیریت بد آب، بلایای مرتبط با آب به علت افزایش جمعیت، افزایش تقاضا برای آب برای کشاورزی و همچنین تغییرات اقلیمی و تغییرات آب و هوایی، افزایش می‌یابد. فشار برسازه‌های مقابله با الگوهای مالکیت و دسترسی به آب تاثیر می‌گذارد. کمبود و افزایش نابرابری‌های فعلی در دسترسی به آب، به زیان فقرا، به‌ویژه رنان و گروه‌های حاشیه‌ای، را تقویت می‌کند. به‌عنوان‌مثال، فقر در حوضه‌های آبریز بالا در حال افزایش است، زیرا آب معمولی که توسط دهقانان و مردم بومی مورداستفاده قرار می‌گیرد، برای پروژه‌های برق‌آبی یا برای کاربران با درآمد بالا که در خارج از این منطقه زندگی می‌کنند، اختصاص می‌یابد (Boelens, 2005). دلیل دیگر، تغییر مالکیت اراضی کشاورزی به دلیل عدم دسترسی به آب ناشی از گذر از حد آستانه و حرکت به سمت خشک‌سالی که در این صورت ممکن است مهاجرت‌های روستا و به حاشیه شهرها را در پی داشته باشد که حاشیه‌نشینی در شهرهای بزرگ نقش مهمی در ایجاد فقر نسبی در شهرهای بزرگ دارد.

پیشینه پژوهش

(Wescoat, 2007)، استدلال می‌کند که برخلاف گزارش‌هایی که در مورد دسترسی صد در صد به آب سالم و بهداشت در نظرسنجی‌های بین‌المللی در مورد ایالات‌متحده وجود دارد، در مناطق کم‌درآمد آمریکا، مشکلات آب وجود دارد. این مقاله از دیدگاه بین‌المللی در مورد آب و فقر در ایالات‌متحده انتقاد می‌کند. تجزیه‌وتحلیل داده‌های محلی در مناطق شهری، روستایی و کوهستانی آمریکا نشان می‌دهد که مشکلات آب و فقر به روش‌های پیچیده‌ای همبستگی دارند که اشارات و کاربردهایی برای همه ملت‌هایی دارد که در تلاش برای دسترسی جهانی به آب سالم و بهداشت هستند.

(Sekhri, 2014)، تاثیر دسترسی به آب‌های زیرزمینی بر فقر را با استفاده از داده‌های روستایی در هندوستان مورد ارزیابی قرار می‌دهد. نتایج از این واقعیت نشاءت می‌گیرد که فناوری مورد نیاز برای دسترسی به آب‌های زیرزمینی به‌طور انحصاری تغییر می‌کند و آن به دلیل محدودیت‌هایی فیزیکی که در عمق هشت متری زمین به کشاورزی تحمیل می‌شود. محقق استدلال می‌کند که فقر روستایی در مناطقی که عمق آب پایین‌تر ۹ تا ۱۰ درصد می‌باشد، بیشتر است.

(Yao et al., 2020)، رابطه بین کمبود آب و فقر را در کشور چین بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که پایداری آب در آینده توسط عوامل آب و هوایی و عوامل اجتماعی مانند جمعیت، اقتصاد، سیاست و تحولات تکنولوژی تعیین می‌شود و بتوانند با بررسی این عوامل فقر را کاهش دهند.

(Katuva et al., 2020) در سال ۲۰۲۰ اثر آب‌های زیرزمینی را بر رفاه مردم ساحل کنیا بررسی کردند، نتایج نشان می‌دهد هرچه از آب‌های زیرزمینی بیشتر استفاده شود سطح رفاه افزایش می‌یابد.

(Stifel & Balasubramanya, 2020)، معتقدند درک رابطه بین آب، کشاورزی و فقر برای سیاست‌گذاری آگاهانه با توجه به افزایش تقاضا برای منابع کمیاب آب و تنوع آب و هوایی ضروری است. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که مصرف آب باید مدیریت بهتری داشته باشد تا بتواند در کاهش فقر کمک کند، علاوه بر این، این مدیریت نه‌تنها مقادیر آب بلکه کیفیت آب و مصارف کشاورزی و غیر کشاورزی را نیز باید در نظر بگیرد.

(Mu et al., 2022) رابطه بین کمبود آب و فقر را در کشور چین و با استفاده از داده‌های تابلویی ۳۱ استان و در سال‌های ۲۰۰۰ تا

۲۰۱۹ بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد دولت چین می‌تواند با استفاده از سیاست‌هایی همچون بهبود فناوری آبیاری موجب بهبود مدیریت منابع آب طبیعی شده و فقر را کاهش دهد. (Panahi & Malek Mohammadi,. 2016) با بیان عوامل متعدد در ایجاد فقر و اینکه آب آبیاری از منابع ضروری در تولید و فعالیت‌های معیشتی خانوار به شمار می‌رود؛ بر روی نقش آبیاری در رشد اقتصادی و توسعه کشاورزی و روستایی تأکید می‌کنند. مقاله استدلال می‌کند که آب آبیاری به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم با کاهش فقر مرتبط است. تحقیق به شناسایی عوامل تاثیرگذار در فقر معیشتی تولیدکنندگان بخش کشاورزی و اثرات مدیریت منابع آب کشاورزی در فقرزدایی می‌پردازد و با استفاده از آمار توصیفی و استنباطی از شش منطقه مختلف، با انتخاب نمونه ۳۵۰ نفری از مولدان آبی‌کار، از شیوه مدل معادلات ساختاری، استفاده می‌کنند. نتایج نشان می‌دهند که دارایی و سرمایه مولدان (سهم از آب کشاورزی و میزان زمین آبی) با ۰/۵۳ بیشترین تاثیر مستقیم و کلی را در تبیین مدل ساختاری داراست.

(Nadifar & Poursafoui, 2016)، تاثیر کاهش سطح آب‌های زیرزمینی بر مهاجرت روستاییان را در استان قزوین موردبررسی قراردادند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که با توجه به اینکه کشور باکم آبی مواجه است و این جریان پیامدهایی چون لطمه به اقتصاد، بالا رفتن نرخ بیکاری و ... را در بردارد، بنابراین روستاییان به‌ناچار برای پیدا کردن کار و درآمد مجبور به مهاجرت به استان‌های دیگر هستند.

(Jalili Kamjo & Nademi, 2018) به ارزیابی ارتباط آب زیرزمینی و فقر در بازه زمانی ۹۳-۱۳۶۴ و با الگوی مارکوف سوئچینگ در روستاهای ایران پرداختند؛ و به این نتیجه رسیدند که فقر روستایی در اقتصاد ایران دارای دو رژیم فقر پایین و بالا است که رژیم فقر پایین ماندگاری بیشتری نسبت به رژیم فقر بالا دارد. هم‌چنین استخراج منابع زیرزمینی آب در رژیم فقر روستایی بالا، تاثیری غیرخطی و آستانه‌ای بر شاخص فقر مطلق روستایی دارد.

(Nadami & Jalili Kamjo, 2019) بحران آب و مهاجرت بین استانی را در بازه زمانی ۹۵-۱۳۸۲ با الگوی پانل پویای تصادفی فضایی گشتاور تعمیم‌یافته در ایران بررسی کردند، نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که استخراج آب زیرزمینی تاثیر غیرخطی و آستانه‌ای بر مهاجرت بین استانی دارد.

جمع‌بندی: با توجه به بروز خشک‌سالی شدید و کمبود آب و کاهش سطح آب‌های زیرزمینی در سطح کشور و تاثیر آن بر تولید ناخالص داخلی، جمعیت، میزان اشتغال و ... محققین این پژوهش بر آن شدند تا پژوهشی را تحت عنوان ارزیابی فضایی استخراج منابع آب زیرزمینی و سطحی بر فقر نسبی شهری را بررسی کنند و با دادن راه‌کارهایی بتوانند از افزایش فقر و کاهش منابع آب‌های زیرزمینی و سطحی جلوگیری کنند. بدین ترتیب وجه تمایز این پژوهش با سایر مطالعات صورت گرفته در عنوان موضوع و تکنیک به کار رفته و متغیرهای استفاده شده است. همچنین ویژگی دیگر مقاله بررسی رابطه غیرخطی بین استخراج آب زیرزمینی و فقر نسبی است که تاکنون مورد توجه تحقیقات داخلی قرار نگرفته است. در جهت رسیدن به این اهداف، بررسی حاضر، با استفاده از مدل پانل پویای تصادفی (DPD) با روش گشتاوری‌های تعمیم یافته (GMM) با کاربرد برآوردگرهای دو مرحله‌ای (Arellano & Bover 1995; Blundell & Bond 1998) اثرات فضایی متغیرها بر فقر استان‌ها مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌دهد.

داده‌ها و روش کار

این پژوهش به ارزیابی تاثیر متغیرهای منابع آب زیرزمینی، توان دوم آب زیرزمینی به‌منظور در نظر گرفتن اثرات غیرخطی و آستانه‌ای، منابع آب سطحی، بودجه هزینه‌ای استان‌ها، رشد تولید ناخالص داخلی استان‌ها، تورم، نرخ بیکاری، ضریب جینی بر فقر نسبی در بین ۳۰ استان ایران در دوره ۱۳۸۵– ۱۳۹۸ می‌پردازد.

در این پژوهش تعداد مقاطع ۳۰ استان و تعداد سال‌های سری زمانی ۱۴ (۱۳۸۵–۱۳۹۸) است، در مدل‌های پانل با ورود وقفه‌های متغیر وابسته به‌عنوان متغیر مستقل در سمت راست مدل، فرم پویای مدل حاصل می‌گردد. روش پانل پویای گشتاورهای تعمیم‌یافته زمانی کاربرد دارد که در داده‌های پانل تعداد مقاطع بیشتر از تعداد سری‌های زمانی باشد (Baltagi, 2008)؛ که با توجه به پویا بودن مدل پانل به‌منظور در نظر گرفتن دورهای باطل فقر، باید از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته GMM استفاده گردد. برآوردگر GMM برآوردگر پرتوانی است که برخلاف روش حداکثر درستنمایی (ML) نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات اختلال ندارد. کاربرد روش GMM با داده‌های پانل پویا (DPD) مزیت‌هایی مانند لحاظ ناهمسانی انفرادی، حذف تورش‌ها در رگرسیون‌های مقطعی و درنتیجه برآوردگرهایی با کارایی بالاتر و هم خطی کمتر خواهد بود و با در نظر گرفتن متغیرهای فضایی، وقفه فضایی و لحاظ ماتریس وزنی فضایی، اثرات جغرافیایی و

مکانی با استفاده از مدل دوربین فضایی در نظر گرفته خواهد شد و ضرایب برآورد شده تورش نخواهند داشت و سازگار خواهند بود (Samadi et al., 2012). همچنین در این پژوهش از برآوردگرهای آرلانو- باور/ بوندل- باند استفاده شده است.

جدول (۱): معرفی متغیرهای پژوهش

نماد	نام متغیر	توضیحات
Pov	متغیر وابسته خط فقر نسبی استانی	بر اساس ۶۶ درصد مخارج سرانه خانوارها در ۳۰ استان ایران
pov.L1	وقفه اول متغیر نرخ فقر نسبی	به دلیل پویا بودن مدل واردشده است
Pwat	استخراج سرانه منابع آب زیرزمینی	شامل قنات، چشمه، چاه عمیق و نیمه عمیق به میلیون مترمکعب از سازمان مدیریت منابع آب ایران استخراج شد
pwat2	توان دوم متغیر pwat	به‌منظور ارزیابی اثر آستانه‌ای توان دوم متغیر نیز واردشده است.
Prain	منابع آب سطحی سرانه	حجم بارش سالیانه استان‌ها به میلیون مترمکعب از سالنامه‌های آماری استان‌ها استخراج شد
Gc	بودجه هزینه‌ای دولت	بودجه هزینه‌ای دولت در هر استان که از سالنامه آماری استان استخراج گردید
Wgdp	رشد تولید ناخالص داخلی استان	رشد تولید ناخالص داخلی استان که از سالنامه‌های آماری استانی استخراج شد.
Infl	تورم	رشد شاخص سطح عمومی قیمت‌ها در استان‌ها از سالنامه آماری استان استخراج شد
Un	نرخ بیکاری	نرخ بیکاری کلی در شهرها و روستاها از سالنامه‌های آماری استان‌ها استخراج شد
Gini	ضریب جینی	ضریب جینی استانی که از سالنامه‌های آماری استان‌ها استخراج شد.
Wx1-pwat	همبستگی فضایی استخراج منابع آب زیرزمینی سرانه	ترکیب متغیر استخراج منابع آب زیرزمینی با ماتریس وزنی مکانی که تعیین‌کننده همبستگی فضایی استخراج منابع آب زیرزمینی است.
Wx1-pwat2	همبستگی فضایی درجه دوم استخراج منابع آب زیرزمینی سرانه	ترکیب متغیر درجه دوم استخراج منابع آب زیرزمینی با ماتریس وزنی مکانی که تعیین‌کننده همبستگی فضایی درجه دوم استخراج منابع آب زیرزمینی است.
Wx1-prain	همبستگی فضایی منابع آب سطحی سرانه	ترکیب متغیر منابع آب سطحی با ماتریس وزنی مکانی که تعیین‌کننده همبستگی فضایی منابع آب سطحی است.
Wx1-gc	همبستگی فضایی هزینه‌های استانی دولت	ترکیب متغیر هزینه‌های استانی دولت با ماتریس وزنی مکانی که تعیین‌کننده همبستگی فضایی وقفه اول هزینه‌های استانی دولت است.
Wx1- wgdp	همبستگی فضایی رشد تولید ناخالص داخلی	ترکیب متغیر رشد تولید ناخالص داخلی با ماتریس وزنی مکانی که تعیین‌کننده همبستگی فضایی رشد تولید ناخالص داخلی است.
Wx1-infl	همبستگی فضایی نرخ تورم استانی	ترکیب متغیر نرخ تورم با ماتریس وزنی مکانی که تعیین‌کننده همبستگی فضایی وقفه اول نرخ تورم است.
Wx1-un	همبستگی فضایی بیکاری	ترکیب متغیر بیکاری با ماتریس وزنی مکانی که تعیین‌کننده همبستگی فضایی وقفه اول بیکاری است.
Wx1-gini	همبستگی فضایی ضریب جینی	ترکیب متغیر ضریب جینی با ماتریس وزنی مکانی که تعیین‌کننده همبستگی فضایی وقفه اول ضریب جینی است.

وجود وقفه متغیر وابسته در سمت راست مدل پانل منجر می‌شود که فرض عدم خودهمبستگی میان متغیرهای مستقل (توضیحی) و جملات اختلال به‌عنوان یکی از فروض کلاسیک نقض شود. درنتیجه استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی (در مدل پانل اثرات ثابت و اثرات تصادفی) نتایج تورش دار و ناسازگاری ارائه خواهد کرد (Arellano & Bond 1991; Baltagi, 2008). استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[۳] (GMM) با به‌کارگیری متغیرهای ابزاری این ایراد یعنی درون‌زایی متغیرهای توضیحی یا ساختار پویای مدل را برطرف می‌نماید و جهت حذف تورش ناشی از درون‌زایی متغیرهای توضیحی، اجازه می‌دهد تمام متغیرهای رگرسیونی حتی با وقفه، اگر همبستگی با اجزاء اخلال ندارند به‌عنوان متغیر ابزاری وارد مدل شوند (Green, 2012). برآوردگر GMM، برآوردگر پرتوانی است که برخلاف روش حداکثر درست‌نمایی (ML) نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات اختلال

ندارد (Meshki, 2018). روش حداقل مربعات دومرحله‌ای که به‌منظور رفع مشکل همبستگی جملات اختلال و متغیرهای توضیحی ارائه‌شده است به دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، منجر به محاسبه واریانس بزرگ برای برآوردگرها و عدم معنی‌داری آن‌ها خواهد شد (Yavari & Ashraf-zadeh, 2014). برای حل این مشکل روش گشتاورهای تعمیم‌یافته Arellano & Bond, (1991) پیشنهاد شد. این روش به‌واسطه انتخاب ابزارهای صحیح و با اعمال یک ماتریس وزنی می‌تواند برای شرایط ناهمسانی واریانس و نیز خودهمبستگی‌های ناشناخته برآوردگر پرتوانی محسوب شود (Meshki, 2018). همچنین کاربرد روش GMM با داده‌های پانل پویا (DPD) مزیت‌هایی مانند لحاظ ناهمسانی انفرادی، حذف تورش‌ها در رگرسیون‌های مقطعی و درنتیجه برآوردگرهایی با کارایی بالاتر و هم خطی کمتر خواهد بود (Nadiri & Mohammadi, 2018). به‌طورکلی می‌توان گفت مزایای روش GMM پویا نسبت به روش‌های دیگر:

۱. حل مشکل درون‌زا بودن متغیرها: یکی از مزیت‌های اصلی تخمین زن GMM پویا آن است که؛ تمام متغیرهای رگرسیون که با جزء اخلال همبستگی ندارند (از جمله متغیرهای با وقفه و متغیرهای تفاضلی)می‌توانند به‌طور بالقوه متغیر ابزاری باشند (Green, 2008).
۲. کاهش و رفع هم خطی در مدل: استفاده کردن از متغیرهای وابسته وقفه دار منجر به از بین رفتن هم خطی در مدل می‌شود.
۳. حذف متغیرهای ثابت در طی زمان: با استفاده از این روش باعث حذف بسیاری از متغیرها همانند فرهنگ، قومیت، مذهب، اقلیم می‌شود که در طول زمان ثابت هستند. متغیرهای حذف‌شده، باعث ایجاد تورش در تخمین مدل می‌شوند. با استفاده از این روش می‌توان تاثیر این عوامل را با استفاده از تفاضل گرفتن از آمارها حذف کرد (Baltagi, 2008).
۴. افزایش بعد زمانی متغیرها: تخمین برش مقطعی ممکن است بتواند رابطه بلندمدت بین متغیرها را به دست آورد اما این نوع تخمین‌ها، مزیت‌های سری‌های زمانی آمارها را ندارند که کارآمدی برآوردها را افزایش دهد. استفاده از بعد زمانی سری آمار، این امکان را فراهم می‌کند تا تاثیر تمام عوامل مشاهده نشده ثابت زمانی که تفاوت‌های بین استانی، تفاوت در قدرت خرید خانوارها را نشان می‌دهد در برآورد ملاحظه شوند (Hsiao, 2003).

روش تفاضلی مرتبه اول گشتاورهای تعمیم‌یافته ابتدا توسط (Arellano & Bond, 1991) مطرح شد. در روش تفضلی مرتبه اول آرلانو و باند ابتدا وقفه متغیر وابسته به سمت راست اضافه می‌شود، سپس از متغیرها تفاضل مرتبه اول گرفته می‌شود و مدل به روش برابر قرار دادن گشتاورهای اولیه و مرکزی در نمونه و جامعه مورد برآورد قرار می‌گیرد. در این روش عرض از مبدأ حذف می‌گردد (Yavari & Ashraf-zadeh,. 2014). (Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998) با لحاظ تغییراتی در روش تفاضلی مرتبه اول گشتاورهای تعمیم‌یافته روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) متعامد را پیشنهاد دادند. تفاوت این دو روش یعنی (Arellano & Bover, 1995; Arellano & Bond, 1991) بر اساس شیوه‌هایی است که تاثیرات فردی در مدل لحاظ می‌شود (Nadiri, & Mohammadi, 2018). از مزایای روش دوم بر روش اول افزایش دقت و کاهش تورش محدودیت حجم نمونه، تخمین‌های کارآمدتر و دقیق‌تر است (Baltagi, 2008). در اقتصادسنجی فضایی به سه روش می‌توان وابستگی فضایی بین مشاهدات مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. مدل وقفه فضایی[۴] (SAR): در این مدل اثرات فضایی صرفاً از طریق متغیر وابسته منتشر می‌شوند، مدل خطای فضایی[۵] (SEM): در این مدل اثرات فضایی از طریق جمله اخلال منتشر می‌شوند و مدل دوربین فضایی (SDM): در این مدل انتشار اثرات فضایی هم از طریق متغیر وابسته و هم از طریق جمله اخلال منتشر می‌شود. به‌منظور تصریح مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی (SGMM)، به‌صورت خلاصه تمام مدل‌های فوق در قالب یک مدل پانل پویای تصادفی فضایی (SDPD) به شکل زیر خواهد بود: (Lesage, 1999).

$$y_{it} = \alpha + \tau y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^{n} W_{ij} y_{it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{itk} + \sum_{k=1}^{K} \sum_{j=1}^{n} D_{ij} Z_{itk} \theta_k + a_i + \gamma_t v_{it} \quad (۱)$$

w ماتریس وزنی فضایی است که معمولاً ماتریس مجاورت مرتبه اول است، پارامتر ρ ضریب متغیر وابسته فضایی WY است که وابستگی فضایی و متوسط اثر مشاهدات همسایه یا مجاور بر مشاهدات بردار متغیر وابسته را اندازه‌گیری می‌کند. τ ضریب وقفه اول متغیر وابسته است. جزء اخلال مدل دارای سه بخش است: جزء اخلال بین گروهی v_{it}، جزء اخلال درون‌گروهی γ_t و جزء اخلال در طول زمان a_i، به صورتی که جزء اخلال کل مدل به سه بخش تجزیه شده است.

$$v_{it} = \lambda \sum_{j=1}^{n} E_{ij} v_{it} + u_{it} \qquad i = 1, \dots, n \qquad t = 1, \dots, T \qquad (۲)$$

به‌طوری‌که u_{it} جمله خطا است که به‌صورت نرمال توزیع‌شده است. W ماتریس فضایی است.a_i اثرات ثابت انفرادی (مقطعی) یا اثرات تصادفی انفرادی (مقطعی) را نشان می‌دهد،γ_t نیز اثرات ثابت و تصادفی زمان را نشان می‌دهد. اگر $\tau = 0$ باشد مدل‌ها ایستا خواهند بود و اگر $\tau \neq 0$ باشد مدل‌ها پویا خواهند بود یعنی متغیر وابسته تأخیری نیز وارد مدل خواهد شد که پانل پویای تصادفی فضایی (SDPD) یا همان مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی (SGMM) خواهد بود (Yu et al., 2008). مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته پانلی دوربین SDM با فرض ($\lambda = 0$) استخراج می‌گردد:

$$y_{it} = \alpha + \tau y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^{n} W_{ij} y_{it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{itk} + \sum_{k=1}^{K} \sum_{j=1}^{n} D_{ij} Z_{itk} \theta_k + a_i + \gamma_t + v_{it}$$

$$v_{it} = u_{it} \qquad i = 1, \dots, n \qquad t = 1, \dots, T \qquad (۳)$$

که مدل SDM استاندار نیز با لحاظ قید $\tau = 0$ به دست خواهد آمد. البته در مدل‌های متداول اقتصادسنجی فضایی بین دو ماتریس W برای وقفه فضایی متغیر وابسته و ماتریس D برای وقفه فضایی متغیرهای مستقل تفاوتی قائل نمی‌شوند و این منجر به$W_{ij} = D_{ij}$ و$Z_{it} = X_{it}$ می‌گردد. بدین ترتیب ماتریس وزنی مکانی به این صورت تعریف می‌گردد:

$$y_{it} = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{it} \end{bmatrix} u_{it} = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ \vdots \\ u_{it} \end{bmatrix} w = \begin{matrix} 0 & w_{12} & \dots w_{1,n-1} & w_{1n} \\ w_{21} & 0 & \dots w_{2,n-1} & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots \ \vdots & \vdots \\ w_{n-1,1} & w_{n-1,2} & \dots \ 0 & w_{n-1,n} \\ w_{n1} & w_{n2} & \dots w_{n,n-1} & 0 \end{matrix} \qquad (۴)$$

در این پژوهش برای تعیین ماتریس مجاورت از روش مجاورت و همبستگی استفاده شد. در روش مجاورت و همبستگی با مشخص کردن اینکه کدام مشاهدات یا مناطق با هم همبسته، همسایه یا مجاور هستند، ماتریس مجاورت تشکیل می‌گردد و با در نظر گرفتن وابستگی فضایی، واحدهایی که دارای رابطه همسایگی یا مجاورت هستند، نسبت به محل‌های دورتر می‌باید، درجه وابستگی بیشتری نشان دهند (Lesage, 1999). روش‌های متفاوتی به‌منظور تشکیل روش ماتریس مجاورت وجود دارد: مجاور رخ مانند، خطی، فیل مانند، خطی دوطرفه، رخ مانند دوطرفه و ملکه (Anselin & Griffith, 2008). دلیل اصلی در انتخاب یک تعریف مجاورت، باید مربوط به ماهیت مسئله‌ای باشد که می‌خواهد مدل‌سازی شود. در ماتریس مجاورت عناصر روی قطر اصلی صفر هستند، یعنی مجاورت خود منطقه با خود، صفر است. در سایر عناصر ماتریس، اگر مناطق با همدیگر مجاور باشند، عدد یک و درصورتی‌که مجاور نباشند صفر است. ماتریس فضایی متقارن و بر طبق قرارداد همیشه دارای قطر اصلی با عناصر صفر است. بر اساس آخرین نقشه جغرافیایی مورد تائید وزارت کشور، استان‌هایی که به لحاظ جغرافیایی هم‌جوار بودند در ماتریس ۳۰ در ۳۰ یک و در غیر این صورت صفر قرار داده شد.

شرح و تفسیر نتایج

توصیف متغیرهای مدل این قسمت به ارائه آمار توصیفی متغیرهای مورداستفاده با استفاده از نرم‌افزار استتا ۱۵ خواهد پرداخت.

آزمون مانایی متغیرهای پانل

این پژوهش از دو آزمون جدید در جدول (۳) به‌منظور آزمون ریشه واحد استفاده نمود. آزمون هدری LM که فرض صفر این است که تمام پانل‌ها مانا هستند و فرض مقابل این است که برخی پانل‌ها دارای ریشه واحد هستند. آمون هدری LM برای مانایی هر پانل یک آزمون مجزا انجام می‌دهد و در نهایت آزمون‌های پانلی را با هم مقایسه و یک آماره تولید می‌نماید؛ اما در آزمون هریس- تزاوالیس فرض صفر این است که پانل‌ها دارای ریشه

واحد و در مقابل پانل‌ها مانا هستند و به تفکیک بین پانل‌ها نمی‌پردازد. نتایج آزمون هریس- تزاوالیس نشان می‌دهد که دو متغیر خط فقر و ضریب جینی استان‌ها در دوره ۱۳۸۵- ۱۳۹۸ مانا نیستند و با یک درجه تفاضل مانا می‌شوند؛ اما آزمون هدری LM نشان می‌دهد در هر یک از متغیرها داده‌های برخی پانل‌ها مانا نیست و تمام متغیرهای حداقل یک پانلی دارند که دارای ریشه واحد است. به این دلیل باید از آزمون‌های هم انباشتگی پانلی به‌منظور اطمینان از کاذب نبودن رگرسیون استفاده گردد.

جدول (۲): آمار توصیفی متغیرهای مورداستفاده در پژوهش (منبع: یافته‌های پژوهش)

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	واریانس	چولگی	کشیدگی
خط فقر نسبی (pov)	۹/۰۴e+۰۷	۵/۹۸e+۰۷	۳/۵۸e+۰۷	۰/۹۲	۳/۴۴
استخراج سرانه منابع آب زیرزمینی (pwat)	۲۰۰۲/۱۳۵	۲۰۴۹/۴۳۶	۴۲۰۰۱۸۸	۱/۹۷	۶/۰۴
توان دوم متغیر (pwat)	۸۱۹۸۷۴۸	۱/۷۱e+۰۷	۲/۹۲e+۱۴	۲/۸۶	۱۱/۰۶
منابع آب سطحی سرانه (prain)	۲۹۵/۰۱	۲۵۲/۵۶	۶۳۷۹۰/۵۳	۲/۴۴	۱۰/۵۱۲
بودجه هزینه‌ای دولت (gc)	۳۰۲۹۹۹۸	۲۲۹۴۳۲۷	۵/۲۶e+۱۲	۳/۱۰	۱۶/۸۰
رشد تولید ناخالص داخلی (wgdp)	۲۳/۶۴	۵۳/۷۲	۲۸۸۶/۸۱۳	۱۳/۷۰	۲۳۳/۴۵
نرخ تورم (infl)	۱۶/۹۳	۸/۵۴	۷۳/۰۸	۱/۰۶	۲/۹۲
نرخ بیکاری (un)	۱۱/۵۰	۲/۹۲	۸/۵۳	۰/۶۴	۳/۷۶
ضریب جینی (gini)	۰/۳۴	۰/۰۴۴	۰/۰۰۱۹	-۰/۰۸	۲/۳۹

جدول (۳): آزمون مانایی آزمون هدری LM و هریس- تزاوالیس (منبع: یافته‌های پژوهش)

نوع آزمون / متغیر	آزمون هدری LM		آزمون هریس- تزاوالیس			درجه مانایی
	ضریب	احتمال	ضریب	آماره z	احتمال	
خط فقر نسبی (pov)	۳۹/۸۸۳۸	۰/۰۰۰۰	۱/۰۴۹۶	۶/۶۷۲۳	۱/۰۰۰۰	$I(1)$
استخراج سرانه منابع آب زیرزمینی (pwat)	۱۶/۱۲۲۷	۰/۰۰۰۰	۰/۵۹۵۰	-۵/۴۸۰۵	۰/۰۰۰۰	$I(0)$
توان دوم متغیر (pwat)	۱۸/۰۷۹۷	۰/۰۰۰۰	۰/۶۳۵۵	-۴/۳۹۷۷	۰/۰۰۰۰	$I(0)$
منابع آب سطحی سرانه (prain)	۸/۰۹۰۸	۰/۰۰۰۰	۰/۲۴۴۱	-۱۴/۸۶۳۲	۰/۰۰۰۰	$I(0)$
بودجه هزینه‌ای دولت (gc)	۲۸/۷۰۸۴	۰/۰۰۰۰	۰/۶۷۱۹	-۳/۴۲۴۰	۰/۰۰۰۳	$I(0)$
رشد تولید ناخالص داخلی (wgdp)	۱/۷۶۵۱	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۸۸۳	-۲۴/۷۴۸۶	۰/۰۰۰۰	$I(0)$
نرخ تورم (infl)	۱/۷۴۲۴	۰/۰۰۰۰	۰/۵۱۱۲	-۷/۷۲۱۱	۰/۰۰۰۰	$I(0)$
نرخ بیکاری (un)	۱۲/۹۳۰۷	۰/۰۰۰۰	۰/۵۶۷۰	-۶/۲۳۰۸	۰/۰۰۰۰	$I(0)$
ضریب جینی (gini)	۲۶/۱۴۴۸	۰/۰۰۰۰	۰/۷۲۳۷	-۲/۰۳۸۷	۰/۰۲۰۷	$I(1)$

آزمون هم انباشتگی پانل پدرونی

با توجه به ترکیب متغیرهای مانا و نامانای پانلی برای اطمینان از کاذب نبودن برآوردها آزمون هم انباشتگی پدرونی استفاده می‌گردد. هفت آماره متفاوت توسط (Pedroni, 1991) برای بررسی هم جمعی بین متغیرها مورداستفاده قرارگرفته شده است که شامل چهار آماره درون‌گروهی و سه آماره بین گروهی است. به آماره‌های حاصل‌شده از روش درون‌گروهی، آماره‌های هم جمعی داده‌های ترکیبی گفته می‌شود که با پیشوند panel نشان داده‌شده‌اند. آماره‌های به‌دست‌آمده از روش بین گروهی را، آماره‌های هم جمعی میانگین گروهی داده‌های ترکیبی نامیده و با پیشوند group نمایش داده‌شده است. همان‌طور که (Pedroni, 2004) بیان کرده است آزمون‌های adf و t برای نمونه‌های کوچک‌تر مناسب‌تر هستند و تمایل بیشتری به رد فرضیه صفر مبنی بر عدم هم جمعی دارند. هفت آماره درون‌گروهی و بین گروهی پدرونی در جدول (۴) نشان می‌دهد که وجود حداقل یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل در بین ۳۰ استان و ۱۴ سال رد نمی‌گردد.

جدول (۴): آزمون هم انباشتگی پانلی پدرونی (منبع: یافته‌های پژوهش)

آماره‌های آزمون	آماره‌های Panel	آماره‌های Group
V	-۲/۷۲۳	-
Rho	۸/۶۰۱	۱۰/۵۵
T	-۴/۹۷۹	-۷/۲۶۱
Adf	۵/۸۲۸	۵/۴۰۲

*تمام آماره‌های آزمون پدرونی دارای توزیع نرمال N(0, 1) هستند.

نتایج برآورد به روش اقتصادسنجی فضایی

قبل از اینکه مدل سنجی فضایی برآورد شود لازم است تا وجود همبستگی فضایی بین جملات اخلال مورد آزمون قرار گیرد. برای این منظور از آزمون‌های Moran I و Geary استفاده می‌شود. نتایج آزمون در جدول (۵) آمده است. فرض صفر عدم وجود همبستگی فضایی را تائید می‌کند. در اینجا فرض صفر رد شده و وجود همبستگی فضایی تائید می‌شود و در نتیجه، تایید تجمع فضایی آن‌ها در یک منطقه را نشان می‌دهد. از آزمونMoran I در جدول وجود همبستگی فضایی مثبت و قوی به میزان ۱/۶۲۵ را تائید می‌شود. در اینجا به دلیل تائید شدن اثرات فضایی در مدل برآورد مدل به‌صورت تخمین پویایی فقر در استان‌ها با OLS ناکارآمد است. به همین دلیل در این پژوهش از مدل پویای فضایی SDM استفاده خواهد شد. در آزمون Geary نیز همانند آزمون موران- آی فرض صفر رد شده و همبستگی فضایی تائید می‌شود. برای اینکه بتوان از مدل فضایی استفاده کرد باید خودهمبستگی فضایی تائید شود، اما پس از برآورد مدل به‌صورت پویا، نباید خودهمبستگی بیشتر از درج یک وجود داشته باشد.

جدول (۵): نتیجه آزمون تشخیص همبستگی فضایی (منبع: یافته‌های پژوهش)

نوع آزمون	آماره آزمون	آماره استاندارد	احتمال آزمون
Moran I	۱/۶۲۵	۲۵/۰۱	۰/۰۰۰
Geary	۰/۰۰۰	-۴/۷۶	۰/۰۰۰

برآورد ضرایب بلندمدت دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل- باند گشتاورهای تعمیم‌یافته دوربین GMM

در مدل برآورد شده وقفه اول فضایی متغیر وابسته (pov.L1) با ضریب ۰/۷۶۴۲ مثبت و معنی‌دار است که نشان‌دهنده تائید پویایی فضایی مدل است. معنی‌داری این متغیر نشان می‌دهد که دور باطل فقر در بین استان‌های ایران وجود دارد، دور باطل، دوری است که با حرکت خود عوامل استحکام و بقا خویش را نیز فراهم می‌کند، این در صورتی است که چنانچه استانی دچار فقر باشد، این فقر از طریق تاثیر روی سایر متغیرها منجر به انتقال فقر به دوره بعدی و درنهایت نسل بعدی است. همچنین وقفه اول فضایی نشان می‌دهد اگر در استان موردنظر فقر وجود داشته باشد، می‌تواند به استان‌های مجاور از طریق خروج نیروی کار به امید یافتن شغل مناسب سرریز شود. استخراج منابع آب زیرزمینی دارای اثر آستانه‌ای است. به این شکل که ضریب متغیر سطح منفی است، یعنی یک رابطه معکوس بین افزایش استخراج منابع آب زیرزمینی و خط فقر نسبی استانی وجود دارد؛ اما این رابطه دارای یک آستانه است و هنگامی‌که افزایش بی‌رویه استخراج منجر به افزایش احتمال خشک‌سالی، انتظارات منفی آبی نسبت به آینده و حتی تهدید حفاظت از مالکیت خصوصی حق‌آبه‌های دائمی و اجاره و حق‌آبه محیط‌زیست می‌گردد، افزایش استخراج منابع آب زیرزمینی منجر به افزایش خط فقر نسبی می‌گردد. به‌این‌ترتیب ضریب درجه دوم متغیر استخراج منابع آب زیرزمینی مثبت است. با توجه به ضرایب برآورد شده که هر دو در سطح ۵ درصد معنی‌دار است، میزان آستانه ۰/۰۰۴۹۳ میلیون مترمکعب سرانه سالیانه است. با توجه به اینکه ضریب درجه دوم استخراج ۹۲۹/۲۵۴۹ است در صورت گذر استخراج آب از آستانه ۴۹۳/۱۸۰۴ مترمکعب سالیانه سرانه، خط فقر نسبی با ضریب ۹۲۹/۲۵۴۹ افزایش خواهد یافت، بدین‌صورت که در ابتدا فقر کاهش یابد و پس از مدتی با افزایش استخراج آب فقر افزایش یابد. بر اساس این حد آستانه میزان آستانه مصرف سالیانه آب برای یک جمعیت ۸۰ میلیون نفری ۳۹/۴۵۴ میلیارد مترمکعب است، درصورتی‌که میزان استخراج منابع آب زیرزمینی در سال ۱۳۹۶ برابر با ۵۴/۴۸۱ میلیارد مترمکعب و به‌طور میانگین در کل دوره ۵۹۷/۹۷ میلیون متر کعب در سال بوده است که با توجه به نمودار شماره (۱) در کل دوره ایران از حد آستانه عبور کرده است. منابع آب سطحی با ضریب ۰/۰۶۹۲ تاثیر منفی خطی بر فقر نسبی دارد؛ یعنی افزایش نزولات آسمانی منجر به کاهش فقر نسبی در بین استان‌ها می‌گردد، البته در سطح ده درصد معنی‌دار است و ضریب نیز کوچک است که

دارای پشتوانه آماری است، در دوره ۱۹۷۳–۲۰۱۷ میزان استخراج منابع آب زیرزمینی شامل (چشمه، قنات، چاه عمیق و نیمه عمیق) ۱۲۳/۳۴۲ برابر منابع آب سطحی بوده است که نشان می‌دهد منابع آب سطحی سهمی بسیار اندکی در تامین منابع آب استان‌ها داشته است و سهم آن در رفاه افراد نیز کمتر خواهد بود. بودجه هزینه‌ای دولت دارای تاثیر بلندمدت و خطی منفی با ضریب ۰/۰۱۰۱ بر خط فقر است و افزایش بودجه هزینه‌ای استان‌ها می‌تواند منجر به کاهش فقر گردد، اما این متغیر به لحاظ آماری دارای تاثیر معنی‌دار نیست، سهم افراد زیرخط فقر نسبی از بودجه‌های دولتی استان‌ها متأسفانه در حدی نیست که منجر به خروج آن‌ها از فقر گردد. رشد اقتصادی استان‌ها نیز با ضریب ۰/۰۲۶۱– دارای تاثیر منفی و خطی بر خط فقر است. تئوری‌های توسعه منطقه‌ای نیز مؤید این مطلب هستند که افزایش رشد اقتصادی منطقه می‌تواند منجر به کاهش فقر گردد. نرخ تورم نیز به لحاظ علامت، منطبق بر تئوری است و افزایش تورم در بین استان‌های کشور منجر به افزایش خط فقر نسبی می‌گردد اما این متغیر نیز به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. شاید دلیل آن عدم تفاوت معنی‌دار نرخ تورم در بین استان‌های کشور است و حتی بالا بودن تورم در طول دوره موردبررسی است؛ زیرا تورم به‌طور میانگین در طول ۴۰ سال گذشته در ایران تقریباً ۱۹ درصد بوده است و این بالا بودن تورم و عمدتاً دورقمی بودن آن، به‌اندازه کافی تغییرات نداشته است که بتواند تغییرات گسترده فقر در طول دوره را توضیح دهد، البته بخشی از کانال‌های اثرگذاری نرخ تورم توسط رشد اقتصادی و نرخ بیکاری توضیح داده شده است. نرخ بیکاری با ضریب ۰/۱۴۵۲ تاثیر مثبت و خطی بر خط فقر نسبی دارد و با افزایش بیکاری فقر نسبی بین استان‌های ایران افزایش می‌یابد. درنهایت یکی از مهم‌ترین متغیرهایی که طبق تئوری می‌توانست بر خط فقر نسبی مؤثر باشد، ضریب جینی است. ضریب جینی نیز با ضریب ۰/۶۱۰۵ دارای تاثیر مثبت و خطی بر خط فقر نسبی بوده است، به‌طوری‌که هرقدر ضریب جینی به سمت عدد یک و نابرابری کامل پیش می‌رود، خط فقر نسبی در استان‌های ایران افزایش می‌یابد.

جدول (۶): برآورد ضرایب دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل– باند گشتاورهای تعمیم‌یافته دوربین GMM (منبع: یافته‌های پژوهش)

اثرات خطی / متغیر	نتایج متغیرهای خطی					
	نماد	ضریب	آماره t	احتمال آزمون	برآورد فاصله‌ای ۹۵٪	
عرض از مبدأ	cons	−۱۱/۱۳۶۳	−۴/۹۹	۰/۰۰۰	−۱۵/۵۲۲۷	−۶/۷۵۰۳
وقفه اول فضایی متغیر وابسته	pov.L1	۰/۷۶۴۲	۲۴/۶۸	۰/۰۰۰	۰/۷۰۳۳	۰/۸۲۵۰
استخراج سرانه منابع آب زیرزمینی	pwat	−۰/۹۱۶۳	−۲/۵۱	۰/۰۱۳	−۱/۶۳۶۲	−۱/۱۹۷۸
توان دوم متغیر	pwat	۹۲۹/۲۵۴۹	۲/۵۳	۰/۰۱۲	۲۰۶/۱۰۳۴	۱۶۵۲/۴۰۶
منابع آب سطحی سرانه	prain	−۰/۰۶۹۲	−۱/۸۰	۰/۰۷۲	−۰/۱۴۴۹	۰/۰۰۶۳
بودجه هزینه‌ای دولت	Gc	−/۰۱۰۱	−۰/۵۷	۰/۵۷۱	−۰/۰۴۵۲	−۰/۰۲۵۰
رشد تولید ناخالص داخلی	Wgdp	−۰/۰۲۶۱	−۲/۰۴	۰/۰۴۲	−۰/۰۵۱۳	−۰/۰۰۰۹
نرخ تورم	infl	۰/۱۰۹۷	۱/۰۲	۰/۳۰۸	−۰/۱۰۱۷	۰/۳۲۱۲
نرخ بیکاری	un	۰/۱۴۵۲	۱/۶۵	۰/۰۹۹	−۰/۰۲۷۶	۰/۳۱۸۰
ضریب جینی	gini	۰/۶۱۰۵	۳/۶۳	۰/۰۰۰	۰/۲۷۹۶	۰/۹۴۱۳
اثرات فضایی	متغیرهای دوربین					
استخراج سرانه منابع آب زیرزمینی	(Wx1-pwat)	−۰/۶۰۶۶	−۳/۳۱	۰/۰۰۱	−۰/۹۶۷۲	−۰/۲۴۶۱
توان دوم متغیر	Wx1-pwat2	۶۵۱/۶۷۱۶	۳/۵۵	۰/۰۰۰	۲۹۰/۷۷۷	۱۰۱۲/۵۶۵
منابع آب سطحی سرانه	Wx1-prain	۰/۰۰۲۱	۰/۰۹	۰/۹۳۱	−۰/۰۴۷۲	۰/۰۵۱۵
بودجه هزینه‌ای دولت	Wx1-gc	۰/۰۰۲۲	۰/۲۸	۰/۷۸۳	−۰/۰۱۳۸	۰/۰۱۸۳
رشد تولید ناخالص داخلی	Wx1- wgdp	−۰/۰۱۰۲	−۰/۸۹	۰/۳۷۶	−۰/۰۳۳۰	۰/۰۱۲۴
نرخ تورم	Wx1-infl	−۰/۲۲۴۸	−۲/۱۵	۰/۰۳۲	−۰/۴۲۹۹	−۰/۰۱۹۶
نرخ بیکاری	Wx1-un	۰/۱۷۴۹	−۱/۹۷	۰/۰۵۰	−۰/۳۴۹۵	−۰/۰۰۰۲
ضریب جینی	Wx1-gini	۰/۲۷۳۳	۱/۸۱	۰/۰۷۱	−۰/۰۲۳۰	۰/۵۶۹۷

در ارزیابی بلندمدت متغیرهای فضایی دوربین مدل برآوردی، اثر فضایی استخراج سرانه منابع آب زیرزمینی با ضریب ۰/۶- ازلحاظ آماری معنادار بوده و تاثیر منفی و غیرمستقیمی بر فقر منطقه دارد. اثر فضایی توان دوم آن ازنظر آماری معنادار بوده و تاثیر غیرمستقیم و مثبتی به میزان ۶۵۱/۶۷ بر متغیر وابسته خط فقر دارد. اثر فضایی منابع آب سطحی سرانه با ضریب ۰/۰۰۲۱ اثر مثبت و غیرمستقیمی بر فقر استانی دارد که ازلحاظ آماری نیز معنادار نیست. همچنین بودجه هزینه‌ای دولت دارای تاثیر بلندمدت با ضریب ۰/۰۰۲۲ است که اثر فضایی و جغرافیایی مثبت بر فقر می‌گذارد، مقدار این ضریب نزدیک به صفر است یعنی می‌توان گفت بودجه هزینه‌ای هر استان اثری بر میزان فقر نسبی استان مجاورش ندارد که این متغیر ازلحاظ آماری نیز معنادار نیست. اثر فضایی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بر خط فقر منفی بوده و اثری منطقه‌ای و جغرافیایی به میزان ۰/۰۱۰۲- بر خط فقر استان‌های مجاور دارد به این معنی که با افزایش رشد اقتصادی در استان موردنظر کاهش فقر نسبی در استان هم‌جوار را به همراه خواهد داشت. اثر فضایی و غیرمستقیم نرخ تورم بر خط فقر نسبی ۰/۲۲- است که دارای اعتبار آماری است، چنانچه نرخ تورم در استان موردنظر افزایش یابد نتیجه اثر جغرافیایی و فضایی آن بر استان‌های مجاور به شکل کاهش فقر نسبی در آن استان‌ها خواهد بود که نشان‌دهنده وجود ارتباط معکوس جغرافیایی بین نرخ تورم و فقر نسبی است. نرخ بیکاری با ضریب ۰/۱۷ اثر فضایی مثبت و غیرمستقیمی بر خط فقر نسبی دارد که ازلحاظ آماری نیز معنادار است که نشان می‌دهد با افزایش تعداد بیکاران در استان موردنظر به دلیل مهاجرت این افراد به استان مجاور افزایش فقر نسبی در آن استان را به همراه خواهد داشت و در آخر اثر فضایی ضریب جینی که با ضریب ۰/۲۷ اثر مثبت و معناداری در سطح ۹۰ درصد بر خط فقر نسبی دارد. به‌طورکلی در بین متغیرهای فضایی توان دوم استخراج منابع آب زیرزمین با ضریب ۶۵۱/۶۷ بیشترین اثر مثبت فضایی را بر خط فقر نسبی دارد و نیز بیشترین اثر منفی فضایی را استخراج منابع آب زیرزمینی بر خط فقر نسبی با ضریب ۰/۶- دارد، همچنین کمترین اثر فضایی مثبت را منابع آب سطحی سرانه با میزان ۰/۰۰۲۱ برخط فقر نسبی می‌گذارد و کمترین اثر فضایی منفی را نیز رشد تولید ناخالص داخلی با ضریب ۰/۰۱۰۲- بر خط فقر نسبی دارد. متغیرهای فضایی دوربین ترکیب ماتریس فضایی وقفه متغیر مستقل است که نشان‌دهنده وجود اثرات فضایی برای متغیر موردنظر است. البته آزمون‌های دقیق‌تری به‌منظور وجود اثرات فضایی در بین متغیرها و پانل‌ها انجام خواهد شد. به‌این‌ترتیب در بین متغیرهای فضایی دوربین نیز همه متغیرها به‌جز منابع آب سطحی، بودجه هزینه‌ای دولت و رشد اقتصادی معنی‌دار هستند که نشان‌دهنده وجود و تایید اثرات فضایی متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته است. درروش (SGMM) به‌منظور رفع خودهمبستگی به وجود آمده بین متغیر وابسته تاخیری فضایی و جملات خطا، وقفه متغیرهای مستقل به‌عنوان متغیر ابزاری (IV) در تخمین زن دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل- باند مورداستفاده قرار می‌گیرد. با توجه به این مسئله که سازگار بودن برآوردگرهای دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل- باند بستگی به معتبر بودن ابزارهای مورداستفاده در تخمین دارد. اگرچه هیچ روشی برای آزمون اینکه آیا شرایط گشتاوری از یک مدل کاملاً مشخص معتبر است یا خیر؟ وجود ندارد، اما یک آزمون که می‌تواند مشخص کند که آیا شرایط گشتاوری بیش‌ازحد مشخص معتبر هستند، آزمون سارگان است (Arellano & Bond, 1991). به این منظور از آزمون سارگان برای ارزیابی صحت و اعتبار ابزارها و اثبات شرط اعتبار تشخیص بیش‌ازحد استفاده می‌شود. تنها زمانی که جملات اختلال دچار واریانس ناهمسانی نیستند آزمون سارگان به‌صورت مجانبی دارای توزیع کای‌مربع است. (Arellano & Bond, 1991) نشان دادند که آزمون سارگان یک مرحله‌ای باوجود واریانس ناهمسانی بیش‌رد است و توزیع آن، به‌صورت مجانبی به سمت توزیع کای‌مربع گرایش ندارد (Baltagi, 2008). (توان آزمون به نفع فرض مقابل است و توزیع به‌صورت مجانبی استاندارد نیست). آماره آزمون سارگان در جدول (۷) نشان از انتخاب درست متغیرهای ابزاری مورداستفاده، معتبر بودن ماتریس متغیرهای ابزاری و عدم وجود محدودیت بیش شناسایی در تخمین است و هیچ‌گونه همبستگی معنی‌داری بین متغیرهای ابزاری و اجزای جمله خطا وجود ندارد.

ضرایب نیکوئی برازش گشتاوری و ضرایب نیکوئی برازش فضایی نیز نشان می‌دهند که مدل به‌خوبی تصریح شده است و نوسانات متغیرهای وابسته فضایی قادر به توضیح نوسانات متغیر وابسته فضایی است.

جدول (۷): آزمون‌های تصریح مدل GMM-DPD

(منبع: یافته‌های پژوهش)

نوع آزمون	ضریب	احتمال
آزمون والد	۴۷۷/۹۱۵۵	۰/۰۰۰
آماره فیشر F(17, 373)	۲۸۱/۰۵۳۹	۰/۰۰۰
Raw MomentsR^2	۰/۹۹۳۸	-
Raw Moments$\bar{R}^2$	۰/۹۹۳۶	-
(Buse, 1973)R^2	۰/۹۲۷۶	-
(Buse, 1973)$\bar{R}^2$	۰/۹۲۴۵	-
Root MSE (Sigma)	۰/۴۲۵۶	-
آزمون پیش‌شناسایی LM سارگان	۱۵۵/۴۴۳	۰/۰۰۰۱

آزمون وجود اثرات خودهمبستگی پانل فضایی

در مدل‌های گشتاور تعمیم‌یافته دوربین از سه نوع آزمون برای وجود اثرات فضایی استفاده می‌گردد. آزمون خودهمبستگی فضایی جملات اخلال، آزمون خودهمبستگی فضایی وقفه اول فضایی متغیر وابسته و آزمون خودهمبستگی فضایی هم‌زمان جملات اخلال و وقفه متغیر وابسته. نتایج جدول (۸) نشان می‌دهد که فرض خودهمبستگی بر اساس هر سه آزمون رد نمی‌گردد. بدین ترتیب برآورد مدل فوق بدون در نظر گرفتن اثرات فضایی منجر به تورش ضرایب برآورد شده خواهد گردید.

جدول (۸): آزمون وجود اثرات خودهمبستگی پانل فضایی (منبع: یافته‌های پژوهش)

نام آزمون	نماد	آماره	احتمال آزمون	نتیجه آزمون
آزمون خودهمبستگی فضایی برای جملات اخلال				
مورآن MI عمومی	GLOBAL Moran MI	۰/۰۸۸۹	۰/۰۵۵۹	عدم رد فرضیه صفر که نشان می‌دهد جملات اخلال دارای خودهمبستگی فضایی هستند.
گری GC عمومی	GLOBAL Geary GC	۰/۵۸۸۰	۰/۳۰۴۰	
گتیس- اوردز G0 عمومی	GLOBAL Getis-Ords GO	-۰/۰۸۸۹	۰/۰۵۵۹	
مورآن MI جملات اخلال	Moran MI Error Test	۱/۹۱۲۹	۰/۰۵۵۸	
LM (بوریدج)	LM Error (Burridge)	۲/۶۴۵۷	۰/۱۰۳۸	
LM (روبوست)	LM Error (Robust)	۰/۵۵۹۵	۰/۴۵۴۵	
آزمون خودهمبستگی فضایی برای وقفه اول فضایی متغیر وابسته				
وقفه LM (آنسلین)	LM Lag (Anselin)	۱۵/۲۰۹۳	۰/۰۰۰۱	وجود خودهمبستگی فضایی وقفه متغیر وابسته
وقفه LM (روبوست)	LM Lag (Robust)	۱۳/۱۲۳۱	۰/۰۰۰۳	
آزمون خودهمبستگی فضایی هم‌زمان جملات اخلال و وقفه متغیر وابسته				
	LM SAC (LMErr+LMLag_R)	۱۵/۷۶۸۸	۰/۰۰۰۴	وجود خودهمبستگی فضایی هم‌زمان

آزمون ناهمسانی واریانس فضایی

همان‌طور که نتایج جدول (۹) نشان می‌دهد از هشت آزمون واریانس ناهمسانی فضایی، یک آزمون عدم وجود و هفت آزمون وجود واریانس ناهمسانی فضایی را نشان می‌دهد. به این منظور برای جلوگیری از اریب و ناسازگاری برآوردگرها، از برآوردگرهای وزنی به‌منظور برطرف نمودن واریانس ناهمسانی فضایی استفاده شد. در مدل‌های فضایی از سه روش به‌منظور برطرف نمودن واریانس ناهمسانی فضایی استفاده می‌گردد: استفاده از ماتریس فضایی، معکوس ماتریس فضایی و معکوس مربع ماتریس فضایی به‌عنوان وزن در مدل‌های وزنی استفاده می‌گردد. در این پژوهش به‌منظور برطرف نمودن نقض فرض واریانس ناهمسانی فضایی، از معکوس ماتریس فضایی استفاده شد.

نتیجه‌گیری

هدف این پژوهش ارزیابی تاثیر آستانه‌ای استخراج منابع آب زیرزمینی بر فقر نسبی است. البته متغیرهای متعددی بر فقر مؤثر هستند که در این پژوهش از متغیرهای وقفه اول فقر نسبی به‌منظور در نظر گرفتن اثر دور باطل فقر، آب زیرزمینی، توان دوم آب زیرزمینی به‌منظور در نظر گرفتن اثرات غیرخطی و آستانه‌ای، منابع آب سطحی، بودجه هزینه‌ای استان‌ها، رشد تولید ناخالص داخلی استان، تورم، نرخ بیکاری، ضریب جینی و ۸ متغیر دوربین فضایی که ترکیب وقفه اول متغیرها با ماتریس فضایی است، استفاده شد. آزمون‌های مانایی هدری LM و آزمون هریس- تزاوالیس نشان دادند که متغیرها ترکیبی از مانایی درجه صفر و یک هستند. به‌این‌ترتیب آزمون پانل پدرونی به‌منظور ارزیابی وجود رابطه بلندمدت به کار رفت که هر هفت آماره درون و برون گروهی

جدول (۹): آزمون واریانس ناهمسانی فضایی در مدل SGMM-DPD (منبع: یافته‌های پژوهش)

نماد آزمون	نوع آزمون	آماره آزمون	احتمال آزمون
Engle LM ARCH	انگل	۷۴/۶۷۱۷	۰/۰۰۰
Hall-Pagan LM	هال- پاگان	۰/۴۸۷۹	۰/۳۷۶۷
Harvey LM Test	هاروی	۲۶/۰۷۰۲	۰/۰۰۰
Wald Test	والد	۶۴/۳۲۵۵	۰/۰۰۰
Glejser LM Test	گلچسر	۴۹/۸۳۸۶	۰/۰۰۰
Breusch-Godfrey Test	بروش- گادفری	۸۶/۲۱۷۷	۰/۰۰۰
White Test - Koenker(R2)	وایت	۲۷/۲۵۰۱	۰/۰۳۸۸
Cook-Weisberg LM Test	کوک- ویسبرگ	۲۳/۵۵۱۱	۰/۰۰۰

نشان داد که حداقل یک رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد. در این پژوهش و در دوره مورد مطالعه متغیر هزینه بودجه دولت دارای تاثیر معنادار بر فقر نسبی نبوده که دلیل آن این است که بودجه استانی در استان‌هایی که فقر نسبی دارند در طول دوره مطالعه نتوانسته است به گروه هدف تخصیص یابد و فقر نسبی را کاهش دهد، همچنین رشد بودجه هزینه‌ی استان‌های فقیر نسبت به استان‌های دارای رفاه بالاتر نزولی بوده است. شاخص تورم نیز دارای تاثیر معنی‌دار بر فقر نسبی نیست. به این دلیل که تورم تفاوت معنی‌داری بین استان‌های کشور ندارد و به‌طور میانگین در ۴ دهه گذشته تورم در کل کشور ۱۹ درصد بوده است. با توجه به نتایج بلندمدت خطی به‌دست‌آمده، بودجه هزینه‌ای دولت و نرخ تورم در سطح کلان بر خط فقر نسبی دارای تاثیر معنی‌دار و به ترتیب کاهشی و افزایشی است، اما در سطح بین استانی و با لحاظ اثرات فضایی این دو متغیر دارای تاثیر معنی‌دار بر فقر نسبی استانی نیستند. استخراج منابع آب زیرزمینی نیز دارای اثر آستانه‌ای و نامتقارن است. طبق فرضیه محیط‌زیستی U معکوس کوزنتس یک رابطه نامتقارن بین متغیرهای محیط‌زیستی و رشد اقتصادی وجود دارد. این پژوهش، فرضیه فوق را بین منابع آب زیرزمینی و فقر نسبی شهری آزمون نمود. ایده اصلی منجر به این پژوهش این است که در سال‌های اخیر انتقادات گسترده‌ای به عدم در نظر گرفتن متغیرهای محیط‌زیستی در تعریف شاخص‌های فقر شده است، به‌خصوص در مناطق خشک و نیمه‌خشک مانند ایران که دچار پراکندگی بارش و تنش آبی در بیشتر حوضه‌های آبریز است، رابطه بین آب و فقر می‌تواند موردتوجه اقتصاددانان محیط‌زیست قرار گیرد. نتایج حاصل از برآورد مدل SGMM-DPD نشان داد که ضریب درجه دوم متغیر استخراج منابع آب زیرزمینی منفی و ضریب اول آن مثبت است که مؤید یک رابطه U شکل بین آب و فقر است که در محور عمودی آن فقر و محور افقی آب قرار دارد که در ابتدا هرچقدر آب بیشتر مصرف شود فقر کمتر شده اما با گذر از حد آستانه با افزایش مصرف آب، فقر نسبی افزایش پیداکرده است. با توجه به ضرایب برآورد شده که هر دو در سطح ۵ درصد معنی‌دار است، میزان آب مصرفی آستانه ۰/۰۰۴۹۳ میلیون مترمکعب سرانه سالیانه است. با توجه به اینکه ضریب درجه دوم استخراج ۹۲۹/۲۵۴۹ است در صورت گذار استخراج منابع آب زیرزمینی از آستانه ۴۹۳/۱۸۰۴ مترمکعب سالیانه سرانه، خط فقر نسبی با ضریب ۹۲۹/۲۵۴۹ افزایش خواهد یافت، یعنی در ابتدا با افزایش استخراج آب‌های زیرزمینی به دلایلی چون افزایش بهره‌وری در کشاورزی و دامداری، بالا رفتن سطح تولیدات و در پی آن افزایش اشتغال و ... درآمد افراد افزایش‌یافته و درنتیجه فقر کاهش می‌یابد ولی با گذر از احد آستانه با کاهش سطح آب‌های زیرزمینی تولید محصولات کشاورزی و دامداری کاهش‌یافته، بیکاری افزایش‌یافته ... و درنتیجه افزایش فقر را به همراه خواهد داشت. بر اساس این حد آستانه میزان آستانه مصرف سالیانه آب برای یک جمعیت ۸۰ میلیون نفری ۳۹/۴۵۴ میلیارد مترمکعب است، درصورتی‌که میزان استخراج منابع آب زیرزمینی در سال ۱۳۹۶ برابر با ۵۴/۴۸۱ و به‌طور میانگین در کل دوره ۵۹/۹۲۷ میلیارد مترمکعب در سال بوده است که با توجه به نمودار شماره (۱) در کل دوره ایران از حد آستانه عبور کرده است و استخراج بیش از حد منابع آب زیرزمینی دارای اثرات منفی اقتصادی، اجتماعی و محیط‌زیستی است که منجر به تشدید فقر نسبی شده است. در بین متغیرهای پژوهش بیشترین تاثیر بر فقر نسبی را نیز متغیر آب دارد که نشان می‌دهد به دلیل شرایط اقلیمی خاص ایران، این متغیر به نسبت بالایی دارای اثرات اقتصادی است. بعد از منابع آب زیرزمینی بیشترین تاثیر بر فقر را به ترتیب وقفه اول

فقر نسبی، نابرابری درآمدی (ضریب جینی) و نرخ بیکاری دارد. از ۸ متغیر دوربین فضایی نیز ۵ متغیر معنی‌دار بود؛ اما متغیرهای آب‌های سطحی، بودجه هزینه‌ای دولت و رشد اقتصادی دارای اثرات فضایی نبودند؛ یعنی چنانچه متغیرهای ذکرشده در استان موردنظر تغییر کنند هیچ اثری بر خط فقر نسبی در استان مجاور ندارند، به‌طورکلی می‌توان گفت متغیرهای آب‌های سطحی، بودجه هزینه‌ای دولت و رشد اقتصادی اثر مکانی و جغرافیایی بر خط فقر نسبی ندارند یعنی تغییر این متغیرها در استان موردنظر باعث تغییر خط فقر نسبی در استان مجاور نمی‌شود؛ اما مهم‌ترین متغیر منابع آب زیرزمینی است که دارای اثرات فضایی است و نشان می‌دهد که برداشت از حوضه‌های آبریز مشترک دارای اثرات فضایی مکانی برای استان‌های هم‌جوار است و اگر در یک حوضه آبریز مشترک یک استان برداشت بالاتر داشته باشد بر فقر نسبی در استان هم‌جوار تاثیر معنی‌دار بلندمدت خواهد داشت. البته آزمون‌های خودهمبستگی فضایی برای جملات اخلال و وقفه اول متغیر فقر نسبی و هر دو آزمون به‌طور مشترک نشان داد که مدل دارای اثرات معنی‌دار فضایی است. آزمون سارگان نیز نشان داد که متغیرهای ابزاری به‌کاررفته دارای اعتبار هستند. ۸ آزمون ناهمسانی واریانس فضایی نیز نشان داد که مدل دچار واریانس ناهمسانی فضایی است، به این منظور ماتریس فضایی به‌عنوان وزن وارد مدل شد.

پیشنهادها

نتایج پژوهش نشان می‌دهد اقتصاد ایران از سطح آستانه رد شده است و منابع آب زیرزمینی دارای تاثیر معنی‌دار بلندمدت و فضایی برافزایش فقر نسبی در بین استان‌های ایران است. به‌این‌ترتیب با توجه به وجود اثرات فضایی پیشنهاد می‌گردد که سیاست‌های مدیریت آب از مدیریت جغرافیای سیاسی به مدیریت حوضه‌های آبریز تغییر یابد؛ زیرا ممکن است چند استان که مرزهای سیاسی و جغرافیایی متفاوت دارند، در یک حوضه آبریز زیرزمینی مشترک باشند، به‌این‌ترتیب تخصیص آب صرفاً بر اساس تقسیم‌بندی جغرافیای سیاسی منجر به اثرات منفی فضایی بلندمدت خواهد شد، برای مثال تخصیص آب در حوضه زاینده‌رود یا در سطح بین کشوری در دجله و فرات بین ترکیه، عراق و ایران یا در هیرمند بین ایران و افغانستان، حوضه‌های آبریز سطحی یا زیرزمینی مشترک است اما تخصیص آب بر اساس مرزهای جغرافیای سیاسی است. به‌این‌ترتیب در تخصیص منابع آب زیرزمینی داخلی با تأسیس چند شرکت آب منطقه‌ای استانی با گرایش‌های سیاسی مختلف و حتی دارای گرایش‌ها و تعصبات منطقه‌ای و قومی، بدون توجه به اثرات فضایی بلندمدت نمی‌توان یک تخصیص بهینه در یک حوضه آب زیرزمینی مشترک طبیعی و محیط‌زیستی با لحاظ توسعه پایدار و کاهش فقر انجام داد؛ زیرا به‌جای تخصیص بهینه منابع، به دلیل رقابت ناسالم شرکت‌های آب منطقه‌ای در بالا بردن شاخص‌های عملکرد خویش، هدف اولیه تخلیه بیشتر منابع در طول زمان بدون توجه به اثرات فضایی بلندمدت آن است تا تخصیص بهینه منابع آب در بخشی که دارای ارزش‌افزوده و هزینه فرصت بالاتر است.

پیشنهاد می‌گردد سیاست‌گذاران آب در ایران باهدف کاهش مخاطرات فضایی محیط‌زیستی استخراج منطقه‌ای و رقابتی منابع آب زیرزمینی که منجر به گذار از حد آستانه بین استانی شده است را متوقف نمایند و از ابزارهای اقتصاد محیط‌زیست با تحلیل‌های فضایی مانند تخصیص مبتنی بر حوضه آبریز، به‌منظور مدیریت منابع آب زیرزمینی مشترک استفاده نمایند. درنهایت پیشنهاد می‌شود تاثیر استخراج منابع آب زیرزمینی بر فقر مطلق روستایی و ارزش‌افزوده بخش کشاورزی با استفاده از مدل‌های مختلف اقتصادسنجی فضایی مورد مطالعه قرار گیرد.

یادداشت‌ها

۱. پاراتویی یا بهینگی پارتو یک مفهوم در علم اقتصاد است این مفهوم حالتی از تخصیص منابع است که در آن امکان بهتر کردن وضعیت یک فرد بدون بدتر کردن وضعیت فردی دیگر وجود ندارد.

2. Transient Poverty

3.Generalized Method of Moments

4. Spatial Lag Model

5. Spatial Error Model

منابع

Adhikari, B. 2013. Poverty reduction through promoting alternative livelihoods: implications for marginal drylands. J. Int. Dev. 25, 947–967.

Anselin, L. 1988. Spatial Econometrics: Methods and Models, Dorddrecht: Kluwer Academic Publishers.

Arellano, M. & Bond, S. 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment. Rev. Econ. Stud. 58: 277–297.

Arellano, M. & Bover. O. 1995. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models.Journal of Econometrics 68: 29–51.

Balasubramanya, S. & Stifel, D. 2020. Water, agriculture & poverty in an era of climate change: Why do we know so little? Food Policy, 93, 101905.

Baltagi, B. H. 2008. Econometric Analysis of panel data, Chichester: John Wiely& Sons Ltd.

Blundell, R. & Bond. S. 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. Journal of Econometrics 87: 115–143.

Boelens, R., Dourojeanni, A., & Hoogendam, P. 2005. Improving water allocation for user communities and platforms in the Andes. Lessons for Institutional Design, 183.

Carter, M.R., Little, P.D., Mogues, T. & Negatu, W. 2007. Poverty traps and natural disasters in Ethiopia and Honduras. Food Policy 35, 835–856.

Cohen, A. & Sullivan, C. A. 2010. Water and poverty in rural China: developing an instrument to assess the multiple dimensions of water and poverty. Ecological Economics, 695, 999-1009.

Cremers, L., Ooijevaar, M., & Boelens, R. 2005. Institutional reform in the Andean irrigation sector: Enabling policies for strengthening local rights and water management. In Natural Resources Forum, 29(1): 37-50.

Greene, W. H. 2012, Econometric Analysis, 7th ed, New Jersey, Upper Saddle River: Pearson International.

Hanjra, M.A., Ferede, T. & Gutta, D.G. 2009. Reducing poverty in sub-Saharan Africa through investments in water and other priorities. Agricultural Water Management 96, 1062–1070.

Iran Water Resources Development Company, report on the latest status of underground water resources, 2017-2018. (in Persian)

Iran Water Resources Management Company. 2017. Report on underground water resources and water balance of Iranian provinces. (in Persian)

Jalili Kamjo, S. P. & Nademi, Y. 2018. Evaluation of the relationship between underground water resource extraction and rural poverty. Economic Research, 54(3), 525-550. (in Persian)

Kakwani, M. 1993. Performance in living standards: an international comparison. Journal of Development Economics, 41, 307-336.

Kashi, F. K. & Tash, M. N. S. 2014. Effects of macroeconomic variables on poverty in Iran Application of bootstrap technique. Theoretical and Applied Economics, 215, 594.

Khodadadkashi, F. & Shahiki Tash, M. 2011. The impact of macro variables on poverty in Iran, the bootstrap approach in the analysis of statistical inference, Economic Studies and Policies, 6 (2): 69-94. (in Persian)

Khorani, A; & Khajeh, 2013. Simultaneous study of drought and groundwater level drop (case study: Darab Plain). Space planning and preparation (Humanities teacher), 18(2), 57-79. (in Persian)

Lesage, J. 1999. Spatial Econometrics. Department of Economics University of Toledo.

Lewis, K. & Yacob, L. 2004. Water governance for poverty reduction: key issues and the UNDP response to Millenium Development Goals. In Water governance for poverty reduction: key issues and the UNDP response to Millenium Development Goals. PNUD.

Li, J., Liu, Z., He, C., Tu, W. & Sun, Z. 2016. Are the drylands in northern China sustainable? A perspective from ecological footprint dynamics from 1990 to 2010. Sci. Total Environ.553, 223–231.

Lipton, M., Litchfield, J. & Faurès, J. M. 2003. The effects of irrigation on poverty: a framework for analysis. Water Policy, 5(5-6): 413-427.

Meshki, M. 2018. Determining the effective factors on the performance of listed companies using the method of generalized moments and estimated generalized least squares, Journal of Accounting Advances of Shiraz University, 3(1): 91-119. (in Persian)

Mokhtari Hashi, H. 2012. Hydropolitics of Iran; The geography of the water crisis in the horizon of 1404, International Quarterly of Geopolitics, 9 (31: 8-49). (in Persian)

Molden, D., Frenken, K., Barker, R., De Fraiture, C., Mati, B., Svendsen, M., Sadoff, C. & Finlayson, C.M. 2007. Trends in water and agricultural development. In: Molden, D. Ed., Water for Food, Water for Life: A Comprehensive Assessment of Water Management in Agriculture. Earthscan/International Water Management Institute, London/Colombo.

Mu, L., Liu, Y., & Chen, S. 2022. Alleviating water scarcity and poverty through water rights trading pilot policy: A quasi-natural experiment based approach. Science of The Total Environment, 153318.

Nadami, Y. & Jalili Kamjo, S. P. 2019. Water crisis and inter-provincial migration in Iran: application of spatial stochastic dynamic panel model of Dorbin generalized moments. Majlis and Strategy, (101) 27, 5-32. (in Persian)

Nadifar, M. & Poursafoui, S.M. 2016. The effect of reducing the level of underground water on rural migrations (case example: Qazvin city), 4th National Conference on Architecture and Urban Planning "Sustainability and Resilience from Ideal to Reality", Qazvin. (in Persian)

Nadiri, M. & Mohammadi, T. 2018. Investigating the effect of institutional structures on economic growth with dynamic panel data GMM method, Economic Modeling Quarterly, 5th year, (3): 1-24. (in Persian)

Oki, T. & Kanae, S. 2006. Global hydrological cycles and world water resources. Science 313, 1068–1072.

Panahi, F. & Malek Mohammadi, A. 2016. The effects of agricultural water resource management on livelihood poverty alleviation in rural areas, Village and Development, 16(4):1-17.

Parvin, S., Banoui, A. & Abbasian Nigjeh, S. 2013. Identifying the growth of economic sectors in reducing poverty using the constant price increasing coefficients approach, economic growth and development researches, 3 (10): 27-40. (in Persian)

Pedroni, P. 1999. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 61: 653-670.

Rezaei, A. & Chabkero, G. 2018. Drought and management of agricultural water resources, National Water Crisis Management Conference, Iran Water Resources Development Company course, report on the latest status of underground water resources, 2018-2019. (in Persian)

Sekhri, S. 2014. Wells, water, and welfare: the impact of access to groundwater on rural poverty and conflict. American Economic Journal: Applied Economics, 63, 76-102.

Upadhyay, B., Samad, M. & Giordano, M. 2005. Livelihoods and gender roles in drip-irrigation technology: A case of Nepal (87): IWMI.

WescoatJr, J. L., Headington, L. & Theobald, R. 2007 .Water and poverty in the United States.Geoforum, 385, 801-814.

Westmore, B. 2018. Do government transfers reduce poverty in China? Micro evidence from five regions. China Economic Review, 51, 59-69.

World Bank Institute (2005). Poverty Manual.

Xu, Z., Chau, S.N., Chen, X., Zhang, J., Li, Y., Dietz, T. & et al., 2020. Assessing progress towards sustainable development over space.

Yao, Y., Sun, J., Tian, Y., Zheng, C. & Liu, J. 2020. Alleviating water scarcity and poverty in drylands through telecouplings: Vegetable trade and tourism in northwest China. Science of the Total Environment, 741, 140387.

Yu, J., Jong, R. & Fei, L. L. 2008. Quasi-maximum likelihood estimators for spatial dynamic panel data with fixed effects when both n and T are large, Journal of Econometrics, vol. 146, issue 1, 118-134.

Yavari, K. & Ashraf-zadeh, H. 2014. Economic integration of developing countries; Application of gravity model with combined data using GMM and convergence method, Bazargani Research Quarterly, (36): 1-28. (in Persian)