



Investigating the Retirement Consumption Puzzle in Iran and the Group of Selected Countries

Moslem Ansarinasab ^{ID}*, Abbas Memarzadeh ^{ID}** , Najmeh Bidmal ^{ID}***

* Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Vali-e-Asr University, Rafsanjan, Iran (Corresponding author).

✉ m.ansarinasab@vru.ac.ir

** Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Vali-e-Asr University, Rafsanjan, Iran.

✉ a.memarzadeh@vru.ac.ir

*** M.Sc. in Economics (Planning of Economic Systems), Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Vali-e-Asr University, Rafsanjan, Iran.

✉ najmeh.bydmal@yahoo.com

Abstract

There are two theories regarding post-retirement consumption: Many researchers believe that consumption increases with age. While some argue that an increase in ag (post-retirement) leads to a sharp and sudden decrease in consumption. Therefore, this study examines the effect of population structure on life- cycle consumption for two different time. For the country of Iran, the ARDL model was used in 1960 to 2021, and for a group of selected countries (158 countries), the GMM model was employed in 2001 to 2021. The results of both models have indicated a negative effect of Real GDP per capita, and positive impacts of population growth, youth dependency ratio and the elderly dependency ratio variables on the consumption, share in GDP. Also, the results of the error correction model for Iran showed that the consumption, share in GDP returns to its long-term balance approximately after 1.5 periods following any short-term imbalance., The life- cycle hypothesis has also been confirmed for Iran and the group of selected countries. Regarding the retirement consumption puzzle, it can be stated that consumption increases with age in Iran and the group of selected countries.

Keywords: Life- Cycle Consumption, GMM Method, ARDL Method, Retirement, Dynamics, Retirement consumption Puzzle.

This article is extracted from the master's thesis of the third author, entitled "Investigating the Dynamics of the Effect of Population Structure on Life- Cycle Consumption: A Test of Modigliani Consumption Hypothesis".

Citation: Ansarinasab, M., Memarzadeh, A., & Bidmal, N. (2024). Investigating the Retirement Consumption Puzzle in Iran and the Group of Selected Countries. *Iranian Population Studies Journal*, 8(1), 149-202.

doi <https://doi.org/10.22034/jips.2024.446167.1222> URL https://jips.nipr.ac.ir/article_198604.html?lang=en

E-ISSN: 2717-3208 / © National Institute for Population Research, Iran. This is an open access article under the CC BY 4.0 License (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

Introduction

Consumption is the most important and stable variable among other components of the demand side of the economy. Additionally, consumption in the demand function is one of the least volatile variables and the largest component of total demand function. Most researchers state that consumption increases after retirement. In other words, according to the life-cycle, consumption follows an almost uniform path throughout all life periods, with an almost smooth upward trend. But some researchers reported a sharp and sudden decrease in consumption after retirement in many countries, leading to the discussion of retirement consumption puzzle. Since, the elderly population is increasing both globally and in Iran, and given the effects this group of population will have on the national consumption, this research seeks whether consumption increases or decreases after retirement in the country of Iran and the group of selected countries.

Method and Data

This study examines the effect of population structure on life-cycle consumption for two different time periods. For the country of Iran, the ARDL model in 1960 to 2021 and for the selected group of countries (158 countries) the GMM model in 2001 to 2021 using were used.

Findings

In this section, the comparison of the relationships between variables and the consumption, share in GDP and the interpretation derived from these patterns have been discussed. the following table summarizes this comparison in:

Table 1: Comparison of relationships between variables and Consumption, share in GDP

Variable	ARDL		GMM
	short-term	long-term	
<i>RSGDPpc</i>	(-),significant	(-),significant	(-),significant
<i>Popgrowth</i>	(+),non-significant	(+),significant	(+),significant
<i>YouthDR</i>	(+),significant	(+),significant	(+),significant
<i>Old – ageDR</i>	(+),significant	(+),significant	(+),significant

Source: Research Findings

The results of both models indicate that Real GDP per capita has had a negative and significant effect on the Consumption, share in GDP. It is evident that as income increases, the consumption, share in GDP (APC) will decrease. The effects of population growth variable are estimated in the short-term for Iran,



positive and non - significant and in the long term, both for Iran and the group of 158 countries positive and significant. In a society with increasing population growth, in the consumption in that society also rises, leading to greater domestic demand, which positively effects the economy. The youth dependency ratio and the elderly dependency ratio have a positive and significant impact on the consumption, share in GDP (APC). Because people in these age groups are either retired or not in the workforce, and have more consumption than income. Also, the results of the error correction model for the country of Iran showed that the Consumption, share in GDP returns to its long-term balance approximately after 1.5 periods following any short-term imbalance.

Conclusion and Discussion

There are two theories regarding consumption after retirement., Many researchers believe that consumption increases with age. While some opponents of this theory argue that increasing age (after retirement) indicates a sharp and sudden decrease in consumption. The results of this study showed that the life- cycle hypothesis is confirmed for the country of Iran and the group of selected countries. Considering the retirement consumption puzzle, it can be said that consumption increases with age in Iran and the group of selected countries.

References

- Adegboyega, S. B., & Oladeji, S. I. (2021). The Effect of Saving-Investment Nexus on Current Account Balance in Nigeria: An Implication for the Life-Cycle Hypothesis. *Tanzanian Economic Review*, 10(2). <https://journals.udsm.ac.tz/index.php/ter/article/view/3868>
- Ahmadi, A. A., Rostaminia, M. E., & and Ghaibi, A. R. (2016). The effect of financial development on income distribution in developing countries and developed countries: GMM method. *Journal of Financial Economics (Financial Economics and Development)*, 10(36), 15-32 .[In Persian], <https://sid.ir/paper/229235/en>.
- Alipour, B., Pedram, M., & Charghanian, I. (2013). The Effectiveness of Government Size on Economic Growth in Iran (by Boundaries Testing Approach). *Iranian Journal of Economic Research*, 18(54), 27-53. [In Persian], https://ijer.atu.ac.ir/article_2799.html?lang=en
- Ameriks, J., Caplin, A., & Leahy, J. (2003). Wealth accumulation and the propensity to plan. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(3), 1007-1047. <https://doi.org/10.1162/00335530360698487>.
- Ando, A., & Modigliani, F. (1963). The " life cycle" hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *The American economic review*, 53(1), 55-84. <https://www.jstor.org/stable/1817129>



- Ansarinassab, M., Torab F. (2016). Study the Effects of Consumption Tax and Income Tax in Long-Time and Short-Time on the Private Sector Consumption in Iran Economy. *qjfe* 3 (12) :57-78 . [In Persian], <http://qjfe.ir/article-1-270-fa.html>
- Asadi, Z., Dashtban, M., Khoshnoodi, A., & Asaadi, Z. (2019). The effect of financial development on urban and rural income inequality in Iran: A GMM Approach. *Agricultural Economics Research*, 11(44), 71-98 .[In Persian], https://jae.marvdasht.iau.ir/article_3845.html?lang=en
- Arab Mazar, A., & Keshvarishad, A. (2005). The effect of change in population age structure on economic growth. *Journal of Sustainable Growth and Development (Economic Research)*, 5(15), 27-50. [In Persian], <https://sid.ir/paper/86561/fa>.
- 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://doi.org/10.2307/2297968>.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics*, 68(1), 29-51. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)
- Babaki, R., Hajamini, M., Zarea M. H., & Efati. M. (2021). Crowding out (in) effect of FDI on domestic investment in the Middle East and North Africa countries. *Qjerp*, 29 (97) :337-369. [In Persian], <http://qjerp.ir/article-1-2698-fa.html>.
- Baltagi, B. (2005). *Econometric analysis of panel data*, Third Edition, McGraw-Hill. <https://link.springer.com/book/10.1007/978-3-030-53953-5>.
- Banks, J., Blundell, R., & Tanner, S. (1998). Is there a retirement-savings puzzle? *American Economic Review*, 769-788. <https://www.jstor.org/stable/117005>.
- Bao, Z. G., & Chan, W. L. (1989). A semigroup approach to age-dependent population dynamics with time delay. *Communications in Partial Differential Equations*, 14(6), 809-832. <https://doi.org/10.1080/03605308908820630>
- Barzegar Bafrooei K, Ahali Abadeh M, Mohamadi GHaletaky S. The relationship between social support and sense of humor on life expectancy in the elderly Yazd. *Journal title* 2015; 1 (4) :24-35. [In Persian], <http://jgn.medilam.ac.ir/article-1-131-fa.html>
- Bastanifar, I. (2014). Test of Time inconsistency of Iran's Economy. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 49(4), 699-727. [In Persian], doi: <https://doi.org/10.22059/jte.2014.53177>.
- Bastanifar, I., & Hadaviniya, A. A. (2016). Time Inconsistency Phenomenon and Islamic Solutions. *Islamic Economics Studies Bi-quarterly Journal*, 9(1), 119-148. . [In Persian], doi: <https://doi.org/10.30497/ies.2016.1900>.
- Battistin, E., Brugiavini, A., Rettore, E., & Weber, G. (2009). The retirement consumption puzzle: evidence from a regression discontinuity approach. *American Economic Review*, 99(5), 2209-2226. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.99.5.2209>.



- Belaïd, F., Rault, C., & Massié, C. (2022). A life-cycle theory analysis of French household electricity demand. *Journal of Evolutionary Economics*, 32(2), 501-530. <https://link.springer.com/article/10.1007/s00191-021-00730-x>.
- Bernheim, B. D. (1994). Comment on 'Some thoughts on savings.'. *Studies in the economics of aging*, 143-79. <https://www.nber.org/system/files/chapters/c7342/c7342.pdf>.
- Bernheim, B. D., Skinner, J., & Weinberg, S. (2001). What accounts for the variation in retirement wealth among US households? *American Economic Review*, 91(4), 832-857. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.91.4.832>.
- Blau, D. M. (2008). Retirement and consumption in a life cycle model. *Journal of Labor Economics*, 26(1), 35-71. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/522066>.
- Bloom, D. E., & Eggleston, D. C. K. (2015). Human Capital & Ageing. *Harvard School of Public Health, Boston, Massachusetts*.
- Bodenhorn, H. (2021). *Were Late-Nineteenth-Century, Small-Town Americans Life-Cycle Savers?* (No. w28810). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.1080/1081602X.2022.2038654>.
- Börsch-Supan, A. H., Härtl, K., & Leite, D. N. (2017). Who cares about the day after tomorrow? Pension issues when households are myopic or time inconsistent. *Pension Issues When Households are Myopic or Time Inconsistent (January 11, 2017)*. Max Planck Institute for Social Law and Social Policy Discussion Paper, (01-2017). https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2898252.
- Browning, M., & Crossley, T. F. (2001). The life-cycle model of consumption and saving. *Journal of Economic Perspectives*, 15(3), 3-22. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.15.3.3>
- Chen, H. J., & Miyazaki, K. (2019). Labor productivity, labor supply of the old, and economic growth. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/97372>.
- Choi, K. H., & Shin, S. (2015). Population aging, economic growth, and the social transmission of human capital: An analysis with an overlapping generations model. *Economic modelling*, 50, 138-147. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.05.015>.
- Coleman, A. (2006, November). The life-cycle model, savings and growth. In *Reserve Bank workshop on "Housing, savings, and the household balance sheet (Vol. 14)*. <https://www.rbnz.govt.nz/media/project/sites/rbnz/files/events/14nov06/2895718.pdf>
- Darabi, S. A., Mirzaei, M., & Raghofar, H. (2014). Effect of Population Aging on Consumption Demand in Urban Areas of Iran during 1996 to 2012. *Journal of Population Association of Iran*, 9(18), 120-145. [In Persian], https://www.jpaiassoc.ir/article_23423.html
- Dadar, O., & Jafari, S. M. (2020). The Effect of Investors Sentiment and Free Float on Stock return in TSE Listed Companies by Using Generalized Method of Moments (GMM). *INVESTMENT KNOWLEDGE*, 9(34), 317-331. [In Persian], <https://sid.ir/paper/386332/en>



- Dehghan Dehnavi, M. A., Botshekan, M. H., Salimi, M., & Bagheri Kopaei, M. (2021). Survey the Impact of Selected Global Commodity Indexes on Metal Ore Mining Index of Tehran Stock Exchange. *Financial Management Perspective*, 11(33), 85-112. [In Persian], doi: <https://doi.org/10.52547/jfmp.11.33.85>.
- De Nardi, Mariacristina, Eric French, and John B. Jones. "Why do the elderly save? The role of medical expenses." *Journal of political economy* 118, no. 1 (2010): 39-75. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/651674>
- Ebrahimi, M., & Nasiri, M. (2019). Investigating the relationship between Iran's economic growth and environment with the ARDL approach. *Iranian Journal of Applied Economics*, 9(29), 45-58. [In Persian], <https://sid.ir/paper/950917/en>
- Ekeland, I., & Lazrak, A. (2006). Being serious about non-commitment: subgame perfect equilibrium in continuous time. *Ar Xiv preprint math/0604264*. <https://doi.org/10.48550/arXiv.math/0604264>.
- Ekeland, I., & Pirvu, T. A. (2008). Investment and consumption without commitment. *Mathematics and Financial Economics*, 2(1), 57-86. <https://link.springer.com/article/10.1007/s11579-008-0014-6>
- Emamgholipour, S., & Agheli, L. (2012). Impact of Wealth on the Consumption of Private Sector in Iran. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, 6(2): 61-81. [In Persian], <https://sanad.iau.ir/en/Journal/eco/Article/555469?jid=555469>.
- Engen, E. M., Gale, W. G., & Scholz, J. K. (1996). The illusory effects of saving incentives on saving. *Journal of economic perspectives*, 10(4), 113-138. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.10.4.113>.
- Engen, E. M., Gale, W. G., Uccello, C. E., Carroll, C. D., & Laibson, D. I. (1999). The adequacy of household saving. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1999(2), 65-187. <https://doi.org/10.2307/2534679>.
- Esmaili Khoshmardan, A., & Akbari Afrozi, R (2017). Investigating the short-term and long-term effects of wealth on private sector consumption in Iran's economy using a self-explanatory model with wide intervals. *Economic magazine (bimonthly review of economic issues and policies)*. 17 (1 and 2): 57-37. [In Persian], <http://ejip.ir/article-1-973-fa.html>.
- Fair, R. C., & Dominguez, K. M. (1987). Effects of the changing US age distribution on macroeconomic equations. <https://www.nber.org/papers/w2280>.
- Faizi, Ammar, Turki, Akbar, and Rafiei, Sara. (2019). Growth criteria and family life cycle stages in Iran. *Science and Engineering Elites*, 5(6), 80-92. [In Persian], <https://sid.ir/paper/526447/fa>.
- Flavin, M. A. (1981). The adjustment of consumption to changing expectations about future income. *Journal of political economy*, 89(5), 974-1009. <https://doi.org/10.1086/261016>.
- Frini, O. (2022). The Life Cycle Hypothesis and Uncertainty: Analyzing Aging Savings Relationship in Tunisia. <https://books.google.com/books?>



- Gale, W. G., & Scholz, J. K. (1994). Intergenerational transfers and the accumulation of wealth. *Journal of Economic Perspectives*, 8(4), 145-160. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.8.4.145>
- Ghasemi Hamed, A., & Barariy, Y. (2021). Survey The concept of consumer in the stock exchange. *Legal Research Quarterly*, 24(93), 119-142. [In Persian], doi: <https://doi.org/10.22034/jlr.2019.169469.1320>.
- Ghaseminasab, S., Maddah, M., Arabmazar, A. (2021) The Analysis of the Effects of Labor income and Capital gain tax rates on Macroeconomic Variables: based on Overlapping Generation Models (DSGE) approach. *Qjerp*, 29 (99) :107-151. [In Persian], <http://qjerp.ir/article-1-3082-fa.html>.
- Ghavidel, S., & Mirghiyasi, N. (2018). Population Aging, Life Expectancy and Economic Growth. *Iranian Journal of Economic Research*, 22(73), 159-196. [In Persian], <https://doi.org/doi:10.22054/ijer.2018.8302>.
- Gholizadeh, A. A., & Manochehri, S. (2022). Estimating the consumer demand for housing in Iran. *Economic Policies and Research*, 1(1), 33-57. [In Persian], doi: <https://doi.org/10.34785/J025.2022.002>.
- Haider, S. J., & Stephens Jr, M. (2007). Is there a retirement-consumption puzzle? Evidence using subjective retirement expectations. *The review of economics and statistics*, 89(2), 247-264. <https://doi.org/10.1162/rest.89.2.247>.
- Hall, R. E. (1978). Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence. *Journal of political economy*, 86(6), 971-987. <https://doi.org/10.1086/260724>.
- Hurd, M. D., & Rohwedder, S. (2006). Some answers to the retirement-consumption puzzle. <https://www.nber.org/papers/w12057>
- Jalaei S A, Ghassemi A, Sattari O. Simulating Consumption Function and Forecasting Iran's Consumption until 1404 Horizon Using Genetic and Particle Swarm Optimization Algorithm. *QJER* 2015; 15 (2) :27-47. [In Persian], <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-5314-fa.html>
- Kamranpour, S., Zera'anejad, M., & Ebrahimi, S. (2019). Estimation of Private Sector Consumption Function in Iran with Islamic Economics Approach. *Journal of Iran's Economic Essays (JIEE)*, 16(32), 193-210. [In Persian], <https://doi.org/10.30471/iee.2019.5497.1775>.
- Kelley, A. C., & Schmidt, R. M. (2005). Evolution of recent economic-demographic modeling: A synthesis. *Journal of Population Economics*, 18(2), 275-300. <https://link.springer.com/article/10.1007/s00148-005-0222-9>
- Khadiv, Y., & Asgari, H. (2020). Application of futures in calculating optimal hedge ratio in crude oil market: Comparison between static and dynamic approaches. *Journal of Econometric Modelling*, 5(2), 95-117. [In Persian], <https://doi.org/10.22075/jem.2020.20278.1459>.



- Koosheshi, M., & Niakan, L. (2021). Estimation and Analysis of the First Demographic Dividend in Iran. *Journal of Population Association of Iran*, 16(32), 7-39. [In Persian], <https://doi.org/10.22034/jpai.2022.549641.1223>.
- Kotlikoff, L. J. (1988). Intergenerational transfers and savings. *Journal of Economic Perspectives*, 2(2), 41-58. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.2.2.41>.
- Kotlikoff, L. J., & Summers, L. H. (1981). The role of intergenerational transfers in aggregate capital accumulation. *Journal of political economy*, 89(4), 706-732. <https://doi.org/10.1086/260999>.
- Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1977). Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of political economy*, 85(3), 473-491. <https://doi.org/10.1086/260580>.
- Lazear, E. P. (1994). Some thoughts on savings (pp. 143-169). Chicago: University of Chicago Press. <https://www.nber.org/system/files/chapters/c7342/c7342.pdf>.
- Lee, R. (2003). The demographic transition: three centuries of fundamental change. *Journal of economic perspectives*, 17(4), 167-190. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/089533003772034943>.
- Lee, R. A. (1994). Formal demography of ageing, in Martin L. and Preston S. H. (eds), *Demography of Aging*, National Academies Press. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK236666/>.
- Mahdavi, A., Jafari Ghodousi, A. (2019). The Role of Firm Size in the Effect of Financial Development on Industrial Development in Iran. *QJER*, 19 (4) :1-28. [In Persian], <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-19303-fa.html>.
- Marín-Solano, J., & Navas, J. (2010). Consumption and portfolio rules for time-inconsistent investors. *European Journal of Operational Research*, 201(3), 860-872. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2009.04.005>.
- Mason, A. (1987). *National Saving Rates and Population Growth: A New Model and New Evidence. Population growth and economic development: Issues and evidence*. D. G. Johnson and R. D. Lee. Social Demography series, Madison, Wis., University of Wisconsin Press: 523-560. <https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=653218>.
- Mason, A., & Lee, S. H. (2004). *The demographic dividend and poverty reduction*. Seminar on the Relevance of Population Aspects or the Achievement of the Millennium Development Goals, Population Division, Department of Economic and Social Affairs, United Nations Secretariat, New York, 17-19 November. <https://citeseerx.ist.psu.edu/document?repid>.
- Mehdizadeh Rayeni, J., Mohammadi, H., Salarpour, M., & Ziaee, S. (2022). Investigating the relationship between economic freedom and social welfare in Iran, based on Amartya Sen of social welfare. *Journal of financial economics (Financia economics and development)*, 16(58), 281-308. [In Persian], <https://sid.ir/paper/964482/en>.
- Menchik, P. L., & David, M. (1983). Income distribution, lifetime savings, and bequests. *The American economic review*, 73(4), 672-690. <https://www.jstor.org/stable/1816566>
- Miri N, Maddah M, Raghfar H. Aging and Economic Growth. *Salmand: Iranian Journal of Ageing* 2019; 13 (5) :626-637. [In Persian], <http://salmandj.uswr.ac.ir/article-1-1695-fa.html>.



- Mirmoazi, Seyyed Hossein. (1384). The pattern of mass consumption in Islamic society. *Scientific-Research Quarterly of Islamic Economy*, Volume 5, Number 20, pp. 33-56. . [In Persian], https://eghtesad.iict.ac.ir/article_16614.html
- Mirzaie M, Darabi S. Population Aging in Iran and Rising Health Care Costs. *Salmand: Iranian Journal of Ageing* 2017; 12 (2) :156-169. [In Persian], <http://salmadj.uswr.ac.ir/article-1-1226-fa.html>
- Mohammadi, H., & Terjari Seraji, M. (2013). Investigation of the Relationship between Economic Growth, Trade Openness and Environmental Pollution: A Review of Selected Countries in the Middle East. *Iranian Energy Economics*, 2(6), 183-207. [In Persian], https://jieee.atu.ac.ir/article_765.html?lang=en
- Monadi, F., Sohaili, K., & Azami, S. (2018). Evaluation of the Effect of Changing Population Age Structures on National Saving in Iran. *Economic Growth and Development Research*, 9(33), 183-196. [In Persian], <https://doi.org/10.30473/egdr.2018.32542.4334>.
- Naji Esfahani, F., Seirafi, M., & Kraskian Mujembari, A. (2020). The effectiveness of behavioral activation intervention on increasing Self-Care Behaviors and Life Expectancy in the Elderly. *Aging psychology*, 6(2), 93-105. [In Persian], https://journals.razi.ac.ir/article_1482.html?lang=en.
- Nasrolahi vosta, L., & aghayari hir, T. (2017). Dynamic Analysis of Population and Its Economic Consequences Using Systems Approach. *Quarterly Journal of Social Development (Previously Human Development)*, 11(3), 167-194. [In Persian], <https://doi.org/10.22055/qjds.2017.12828>.
- Noor, Mohammadi, K., Arab, Mazar, A., Mehregan, N., & Partoyi, B. (2021). An Analysis of Government Expenditures Influences on Income Inequality in Provinces of Iran (Using the Generalized Method of Moments. (*Financial Economics and Development*), 14(53), 1-19. [In Persian], <https://www.sid.ir/paper/387025/en>.
- Pantaleo, I. M. (2019). Determinants of Consumption Dynamics in Kagera Region in Tanzania, 1991–2010. *Tanzania Economic Review*, 8(1&2). <https://doi.org/10.56279/ter.v8i1&2.33>.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. and R. J. Smith (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics* (special issue) in honor of J D Sargan on the theme, *Studies in Empirical Macro econometrics*, (eds) D.F. Hendry and M.H Pesaran 16(2): 289-326. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/jae.616>.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (1996). *Testing for the 'Existence of a Long-run Relationship'* (No. 9622). Faculty of Economics, University of Cambridge, Cambridge, UK. <https://ideas.repec.org/p/cam/camdae/9622.html>.
- Poterba, J. M. (Ed.). (2007). *International comparisons of household saving*. University of Chicago Press. <https://books.google.com/books?>
- Scholz, J. K., Seshadri, A., & Khitatrakun, S. (2006). Are Americans saving “optimally” for retirement? *Journal of political economy*, 114(4), 607-643. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/506335>



- Shiri, Mohammad. (2014). Studying the effect of population structure and household demographic-social changes on changes in consumption patterns in Iran during the period of 1363-1992. PhD thesis, Faculty of Social Sciences, University of Tehran
- Strotz, R. H. (1955). Myopia and inconsistency in dynamic utility maximization. *The review of economic studies*, 23(3), 165-180. <https://link.springer.com/chapter>.
- Teshkini, Ahmed. (1384). Applied econometrics with the help of microfit. Tehran, Dibagaran cultural and artistic institute. [In Persian], <https://www.gisoom.com/book/1356183>.
- Thaler, R. H., & Benartzi, S. (2004). Save more tomorrow™: Using behavioral economics to increase employee saving. *Journal of political Economy*, 112(S1), S164-S187. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/380085>
- Toh, MH (2001). Savings, capital formation, and economic growth in Singapore. In Mason A. Population change and economic development in East Asia: challenges met, opportunities seized. Stanford: Stanford Univ Pr. p 185–208. <https://doi.org/10.1515/9780804779999-012>
- Williamson, J. G. (2001). Demographic Change, Economic Growth, and Inequality, In N. Birdsall et al. Population Matters, Oxford University Press. <https://www.researchgate.net/publication>.
- Zarra Nezhad M, Mansouri S A. Estimating Ando-Modigliani Consumption Function Regarding the Kinds of Wealth in Iran. QJER 2016; 16 (3) :131-153. [In Persian], <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-7536-fa.html>.
- Zhao, Q., & Siu, T. K. (2020). Consumption-leisure-investment strategies with time-inconsistent preference in a life-cycle model. *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 49(24), 6057-6079. <https://doi.org/10.1080/03610926.2019.1626426>.



بررسی معمای مصرف بازنشستگی در ایران و گروه کشورهای منتخب

مسلم انصاری نسب^{id}، عباس معمارزاده^{id}، نجمه بیدمال^{id}***

* دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه ولی عصر (عج)، رفسنجان، ایران (نویسنده مسئول).

✉ m.ansarinasab@vru.ac.ir

** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه ولی عصر (عج)، رفسنجان، ایران.

✉ a.memarzadeh@vru.ac.ir

** دانش‌آموخته دوره کارشناسی ارشد برنامه‌ریزی سیستم‌های اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه ولی عصر (عج)، رفسنجان، ایران.

✉ najmeh.bydmal@yahoo.com

چکیده

دو نظریه در رابطه با مصرف پس از بازنشستگی وجود دارد: بسیاری از پژوهشگران اعتقاد دارند که با افزایش سن، مصرف هم افزایش می‌یابد. در حالی که برخی معتقدند که افزایش سن (پس از بازنشستگی) کاهش شدید و ناگهانی مصرف را به همراه دارد. از این رو، این پژوهش به بررسی اثر ساختار جمعیت بر مصرف چرخه زندگی برای دو دوره زمانی متفاوت پرداخته است. برای کشور ایران در سال ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱ از الگوی ARDL و برای گروه کشورهای (۱۵۸ کشور) در سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۱ از الگوی GMM استفاده شده است. نتایج هر دو الگو حاکی از آن است که درآمد سرانه تأثیر منفی بر سهم مصرف از درآمد داشته و اثر متغیرهای رشد جمعیت، نرخ وابستگی جوانان و نرخ وابستگی سالمندان تأثیر مثبتی بر سهم مصرف از درآمد داشته است. همچنین نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطا برای ایران نشان داد که سهم مصرف از درآمد پس از هرگونه عدم تعادل کوتاه‌مدت پس از حدود تقریباً ۱/۵ دوره به تعادل بلندمدت خود بازمی‌گردد. همچنین فرضیه چرخه زندگی برای ایران و گروه کشورهای تأیید گردید. در خصوص معمای مصرف بازنشستگی می‌توان اظهار داشت که در ایران و گروه کشورهای با افزایش سن، مصرف افزایش می‌یابد.

کلیدواژه‌ها: مصرف چرخه زندگی، روش GMM، روش ARDL، بازنشستگی، پویایی، معمای مصرف بازنشستگی.

این مقاله مستخرج از پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد نویسنده سوم با عنوان «بررسی پویایی‌های اثر ساختار جمعیت بر مصرف چرخه زندگی: آزمون فرضیه مصرف مودیکلیانی» می‌باشد.

شیوه ارجاع‌دهی به این مقاله: انصاری نسب، مسلم، معمارزاده، عباس، و بیدمال، نجمه (۱۴۰۳). بررسی معمای مصرف بازنشستگی در

ایران و گروه کشورهای منتخب. *دوفصلنامه مطالعات جمعیتی*، ۸ (۱)، ۱۴۹-۲۰۲.



<https://doi.org/10.22034/jips.2024.446167.1222>



https://jips.nipr.ac.ir/article_198604.html?lang=fa

E-ISSN: 2717-3208 / © National Institute for Population Research, Iran. This is an open access article under the CC BY 4.0 License (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).



مقدمه

متغیر مصرف عمده‌ترین و باثبات‌ترین متغیر در بین سایر اجزای تشکیل‌دهنده طرف تقاضای اقتصاد است. این ویژگی‌ها سبب شده است که تحقیقات اقتصادی درباره تابع مصرف، یکی از غنی‌ترین زمینه‌های بحث در گستره دانش اقتصاد باشد (جلایی و همکاران، ۱۳۹۴: ۲۸). بنابراین، مصرف در تابع تقاضا به‌عنوان یکی از کم‌نوسان‌ترین متغیرها و همچنین بزرگ‌ترین بخش تابع تقاضای کل می‌باشد.

بیشتر محققان اظهار می‌دارند که پس از بازنشستگی مصرف افزایش می‌یابد، به عبارتی بر اساس چرخه زندگی مصرف تقریباً مسیر یکنواختی را در تمام دوره‌های زندگی طی می‌کند که روند آن تقریباً افزایشی هموار است. اما برخی محققان کاهش شدید و ناگهانی مصرف را پس از بازنشستگی در بسیاری از کشورها گزارش کردند و بحث معمای مصرف بازنشستگی مطرح می‌شود. بنابراین، این پژوهش به دنبال بررسی این موضوع که پس از بازنشستگی مصرف در کشور ایران و گروه کشورها افزایش یا کاهش می‌یابد، می‌باشد.

از آنجایی که جمعیت سالمندان در جهان و ایران در حال افزایش است و تأثیراتی که این گروه از جمعیت بر مصرف کشورها خواهد گذاشت، لذا این مطالعه بررسی معمای مصرف بازنشستگی برای دو دوره متفاوت تخمین‌ها را انجام داده است. برای کشور ایران دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱ با استفاده از الگوی ARDL و گروه کشورهای منتخب در دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۱ با استفاده از الگوی GMM خواهد پرداخت.

ساختار پژوهش حاضر به شرح ذیل می‌باشد: پس از مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری؛ به بررسی نظریه مصرف آندو-مودیگلیانی و ساختار جمعیت، مصرف و پس‌انداز ارائه شده است. در بخش سوم، پیشینه تجربی، به مطالعات داخلی و خارجی صورت‌گرفته در زمینه مصرف پرداخته شده است. در بخش چهارم، روش و داده‌های تحقیق، معرفی متغیرها، تعریف و مدل به‌کارگرفته در پژوهش حاضر بررسی خواهد شد؛ سپس در بخش پنجم یافته‌های تحقیق به نتایج حاصل از برآورد الگوها می‌پردازد و در انتها، بخش ششم، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری بحث ارائه خواهد شد.



مبانی نظری

طبق مطالعه اسماعیلی خوشمردان و اکبری افروزی (۱۳۹۶: ۴۶-۴۷)، مدل مودیگیلیانی رفتار مصرف و پس انداز در یک دوره بلندمدت تنظیم می‌شود و فرد در دوره اول زندگی خود از کودکی تا جوانی، تنها مصرف‌کننده است و درآمدی ندارد و در دوره دوم یا میان‌سالگی فرد با کسب درآمد و اندوختن پس انداز، ثروتی را به صورت متراکم به دست می‌آورد که پاسخگوی پس انداز منفی وی در ابتدا یا در دوره اول زندگی و انتها یا دوره کهن‌سالگی وی است. بدین ترتیب مصرف فرد به درآمد و موجودی ثروت فرد و درآمدهای مورد انتظار آتی او بستگی دارد. لذا، مصرف فرد تابعی از درآمد جاری، ثروت دوره قبل و درآمد مورد انتظار است که به صورت زیر می‌باشد:

$$C_t = f(W_{t-1}, y_t, y_t^e) \quad (1)$$

از آنجایی که داده مربوط به درآمد مورد انتظار در دسترس نیست؛ در عمل از مدل حذف می‌شود. ثروت فرد در حال حاضر جمع پس انداز این دوره و ثروت دوره قبل می‌باشد. در نهایت، تابع مصرف به فرم زیر قابل استخراج است:

$$C_t = \alpha W_{t-1} + \beta y_t \quad (2)$$

به طوری که ثروت با یک وقفه (W_{t-1}) است و به صورت زیر می‌باشد:

$$W_t = W_{t-1} + (y_t - c_t) \Rightarrow W_t - W_{t-1} = y_t - c_t \quad (3)$$

با اعمال یک وقفه در معادله فوق، معادله زیر به دست می‌آید:

$$W_{t-1} - W_{t-2} = y_{t-1} - c_{t-1} \quad (4)$$

با اعمال یک وقفه در معادله (۲)، معادله زیر نیز حاصل می‌شود:

$$C_{t-1} = \alpha W_{t-2} + \beta y_{t-1} \quad (5)$$

اگر معادله فوق را از معادله (۲) کسر نماییم، می‌شود:

$$C_t - C_{t-1} = \alpha(W_{t-1} - W_{t-2}) + \beta(y_t - y_{t-1}) \quad (6)$$



بنابراین با جایگذاری معادله زیر حاصل می‌شود که ملاک تخمین است:

$$C_t = \beta y_t + (\alpha - \beta)y_{t-1} + (1 - \alpha)C_{t-1} \quad (7)$$

مطابق رویکرد نظری آندو-مودیگلیانی، مصرف فرد، تابعی از ارزش فعلی^۱ (PV) درآمدهای فرد است که به صورت زیر بیان می‌شود:

$$c_t = k(PV_t) \quad 0 < k < 1 \quad (8)$$

که k ضریبی از PV بوده است و نشان می‌دهد که مصرف‌کننده تمایل دارد چه نسبتی از PV را مصرف نماید. مقدار این ضریب به شکل منحنی‌های بی‌تفاوتی مطلوبیت، نرخ تنزیل ذهنی مصرف‌کننده^۲ (δ) و نرخ بهره (r) بستگی دارد (امامقلی و عاقلی، ۱۳۹۱).

زراءنژاد و منصورى (۱۳۹۵) اظهار داشتند که آندو-مودیگلیانی، مصرف را تابعی از درآمد انتظاری بیان کرده است. که در آن درآمد انتظاری را به صورت تابعی از متغیرهای واقعی و موجود در اقتصاد فرض می‌شود. وی درآمد کل (y_t) فرد را به صورت درآمد ناشی از کار (y_t) و درآمد ناشی از دارایی‌ها (y_p) را تفکیک نمود و با این فرض که بازار سرمایه از کارایی قابل قبولی برخوردار است. ارزش فعلی (PV_0) درآمد ناشی از دارایی را برابر با ارزش اولیه خود آن‌ها در زمان جاری در نظر گرفتند، لذا خواهیم داشت:

$$PV = \sum_{t=1}^T \frac{y_t^L}{(1+r)^t} + \sum_{t=1}^T \frac{y_t^P}{(1+r)^t} \quad (9)$$

$$\sum_{t=1}^T \frac{y_t^P}{(1+r)^t} = W \quad (10)$$

که در آن، زمان صفر همان زمان جاری است، PV_0 کل ارزش فعلی درآمدها و W خالص ثروت حقیقی می‌باشد. اگر ارزش فعلی درآمدها در زمان صفر، تابعی از درآمد ناشی از کار و ثروت حقیقی

1. Present Value
2. Subjective Rate



در نظر گرفته شود، در مرحله بعدی درآمد انتظاری ناشی از کار (y^e) را به صورت ارزش انتظاری ناشی از کار تعریف می‌شود که به شرح فرم‌های زیر می‌باشد:

$$y^e = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T \frac{y_t^L}{(1+r)^t} \quad (10)$$

$$PV = y_t^L + (T-1)y^e + W \quad (11)$$

در نظریه مصرف آندو-مودیگلیانی، فرضیه سیکل زندگی مصرف به عنوان یک اصل موضوعی مدنظر قرار می‌گیرد و شکل قابل برآورد نظریه مصرف آندو - مودیگلیانی از نظر آماری به صورت زیر می‌باشد:

$$C_t = k[1 + \beta(t-1)]y_t^L + kA \quad (12)$$

که در آن A خالص ثروت حقیقی خانوار در شروع دوره، y_t^L : درآمد ناشی از کار در شروع دوره، $t-1$ متوسط عمر باقی مانده انتظاری، β : ضریب ثابت، k میل نهایی به مصرف و دارایی‌ها، $[1 + \beta(t-1)]$: میل نهایی به مصرف از درآمد ناشی از کار می‌باشد (جلایی و همکاران، ۱۳۹۴: ۳۶-۳۷).

اگر جزء اول را در سمت راست رابطه (۹) با Y و جزء دوم را با A نشان دهیم و عبارت $(PV=Y+A)$ را در رابطه (۸) قرار داده و ساده نمائیم، با جمع توابع مصرف فردی و نادیده گرفتن ساختار سنی مصرف کنندگان، تابع مصرف جمعی اقتصاد (C) به صورت ضمنی معادله خواهد بود:

$$C = f(Y_d, Y_p) \quad F_1, F_2 > 0 \quad (13)$$

در خصوص نقد نظریه آندو-مودیگلیانی، میرمعزی (۱۳۸۴) بیان می‌کند مصرف فرد مسلمان دارای روند ثابت و یا با افزایش خفیفی است. بنا به اصل تعاون و تکافل اجتماعی در اسلام، اگر فردی درآمدی کمتر از حد کفاف داشته باشد، بر ثروتمندان و دولت واجب است درآمد او را به حد



کفاف برسانند (کامران پور و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۹۷). هال^۱ (۱۹۷۸) و فلاوین^۲ (۱۹۸۱) در مدل‌هایی به بررسی این مدل از نقطه نظر انتظارات منطقی پرداختند. بنکس و همکاران^۳ (۱۹۹۸) در بررسی‌های تجربی خود این موضوع را مشاهده کردند که در دوره‌ای از دوران کاری افراد، یک افت در مصرف مشاهده شده است. در مدلی که آن‌ها ارائه کردند، این موضوع را مطرح کردند که افراد به صورت یکنواخت به پس‌انداز نمی‌پردازند و پس‌انداز از دوران میان‌سالی شروع می‌شود. کاتلیکف^۴ (۱۹۸۸) قید تابع مودیگیلانی تغییر داده است که سرمایه افراد در زمان مرگ به صفر می‌رسد و موضوع ارث را مطرح نمود (اسعدی کردشولی، ۱۳۹۸: ۴۴).

مهم‌ترین وجه تمایز نظریات آندو - مودیگیلانی و فریدمن در این است که در نظریه مصرف سیکل زندگی آندو - مودیگیلانی، ثروت در تابع کوتاه‌مدت به عنوان پارامتر انتقال عمل می‌کند؛ حال آنکه در نظریه مصرف فریدمن، مصرف آخرین سال پارامتر انتقال منظور می‌گردد. سه نظریه مصرف ذکر شده بر نقش ثروت در رفتار مصرفی کل جامعه تأکید دارند و بیان می‌کنند که با افزایش دارایی‌های حقیقی، مصرف نیز قابلیت افزایش دارد و ارزش پولی به صورت زیر قابل تعریف است:

$$A = K + R + B \quad (۱۴)$$

که در آن، K : ارزش موجودی سرمایه است که با ارزش کل سهام سهامداران به اضافه ارزش موجودی ساختمانی زمین و کالاهای مصرفی بادوام سنجش می‌شود. R : ارزش ذخائر مردم نزد بانک مرکزی است و B : ارزش پولی اوراق قرضه دولتی نزد مردم است. (جلایی و همکاران، ۱۳۹۴: ۳۷-۳۸). با واقعی کردن تمام اجزاء در رابطه فوق ثروت (دارایی) حقیقی مطابق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$a = k + \frac{R}{P} + \frac{B}{rp} \quad (۱۵)$$

1. Hall
2. Flavin
3. Banks et al
4. Kotlikoff



البته در برخی مراجع با چشم‌پوشی از a ، B به $a = k + \frac{R}{P}$ تبدیل می‌شود (امام‌قلی و عاقلی، ۱۳۹۱). بنابراین بر اساس مدل چرخه زندگی مودیگیانی افراد واقع در سن کار به هدف برخورداری در سنین بازنشستگی، در این دوره از مصرف کمتر و پس‌انداز بیشتری برخوردار هستند. فیر و دومینگوز^۱ (۱۹۸۷) در مدل خود بر این نکته تأکید داشته است که اگر پس‌انداز به هر دلیلی با تغییرات سن تغییر کند، تغییر در ساختار سنی میزان پس‌انداز کل را تحت تأثیر قرار خواهد داد. میسون^۲ (۱۹۸۷) در تبیین تغییرات مدل پس‌انداز خود، به تأثیر ترکیب سنی جمعیت و تغییرات در الگوی سنی پس‌انداز تأکید دارد. کلی و اشمیت^۳ (۱۹۹۶)، ویلیامسون^۴ (۲۰۰۱)، لی و میسون^۵ (۲۰۰۱)، توه^۶ (۲۰۰۱)، در تحقیقات خود نشان دادند که تغییر در ساختار سنی جمعیت تأثیر قابل توجهی در افزایش پس‌انداز کل داشته است. دیتون و پاکسون^۷ (۲۰۰۰) با استفاده از داده‌های هزینه و درآمد خانوار به این نتیجه رسیدند که با وجود نقش ساختار سنی خانوار در میزان پس‌انداز خانوار، رابطه این دو متغیر در سطح کلان شدیدتر می‌باشد (شیری، ۱۳۹۴: ۲۴).

کاهش باروری و افزایش طول عمر متوسط به معنی افزایش تعداد و نسبت افراد ۶۰ سال و بالاتر می‌باشد. سریع‌ترین افزایش در جمعیت سالمند در کشورهای در حال توسعه رخ خواهد داد (نصرالهی وسطی و آقایی‌هیبر، ۱۳۹۶). از آغاز کاهش باروری و در نتیجه کاهش نرخ رشد جمعیت ایران حداقل سه دهه گذشته است و در مورد اثر این تغییرات، خصوصاً تغییرات ساختار سنی بر اقتصاد ایران، همچنان ناشناخته‌هایی وجود دارد (کوششی و نیاکان، ۱۴۰۰).

1. Fair & Dominguez
2. Mason
3. Kelley & Schmidt
4. Williamson
5. Mason & Lee
6. Toh
7. Paxson



یکی از مهم‌ترین دلالت‌های فرضیه چرخه زندگی این است که تغییرات جمعیتی نقشی اساسی در توضیح رفتار پس‌انداز ملی ایفا می‌کنند. در کشوری که جمعیت افراد سالخورده در آن زیاد است، پس‌انداز افراد بازنشسته به‌اندازه پس‌انداز افراد در یک کشور با جمعیت جوان نیست و زمانی که جمعیت کشوری رو به سالخوردگی گرایش پیدا می‌کند (اتفاقی که در حال حاضر در بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته رخ می‌دهد)، باعث کاهش نرخ پس‌انداز ملی می‌شود (دارابی و همکاران، ۱۳۹۳). به‌بیان‌دیگر، در مدل چرخه عمر مرتبط با مدل مودیگیلیانی و برومبرگ افراد سعی می‌کنند مصرف خود را در طول یک عمر محدود هموار کنند. از آنجاکه درآمد کار آن‌ها در طول زمان تغییر می‌کند و از آنجاکه اندازه خانوار آن‌ها در طول زمان تغییر می‌کند، نرخ پس‌انداز آن‌ها در طول زمان تغییر می‌کند. به‌طور خاص، یک خانواده معمولی در طول سال‌های کاری خود دارایی جمع می‌کند و در طول بازنشستگی دارایی خود را خرج می‌کند. این تئوری پیامدهای قابل‌توجهی برای رفتار پس‌انداز کل دارد. اگر اقتصاد از نظر جمعیتی پایدار باشد و رشد درآمدی وجود نداشته باشد، مدل چرخه عمر یک پیش‌بینی بسیار قوی دارد: نرخ کل پس‌انداز صفر خواهد بود. این به این دلیل است که کل پس‌انداز افراد شاغل، دقیقاً کاهش پس‌انداز افراد مسن و بازنشسته را جبران می‌کند. بنابراین، در اقتصادهای پیچیده‌تر، پس‌انداز کل دیگر صفر نخواهد بود، بلکه تابعی فزاینده از نرخ رشد جمعیت و درآمد خواهد بود. نرخ کل پس‌انداز زمانی مثبت خواهد بود که رشد درآمد مثبت باشد، زیرا جوانان در همان مرحله از زندگی، بیشتر از بزرگ‌ترهای خود درآمد داشته‌اند و بنابراین، پس‌انداز جوانان از پس‌انداز افراد مسن بیشتر خواهد بود. در عمل، نرخ خالص پس‌انداز در اکثر جوامع توسعه‌یافته بیشتر از صفر است، اگرچه معمولاً یک‌رقمی است. دلایل زیادی برای این وجود دارد که عبارتند از: ۱. جوامع از نظر جمعیتی پایدار نیستند، ۲. درآمد در بیشتر کشورها در حال رشد است، ۳. اندازه ارث‌ها در طول زمان بزرگ‌تر می‌شود (Coleman, 2006).

سالمندی جمعیت می‌تواند باعث کاهش تعداد نیروی کار فعال شود و به تبع آن، عرضه نیروی کار را کاهش دهد. کاهش در عرضه نیروی کار بر رشد اقتصادی و رفاه کشور مؤثر خواهد بود (میری و



همکاران، ۱۳۹۷: ۶۲۹). بائو و چان^۱ (۲۰۰۸: ۲۲۶) اظهار داشتند که وقتی افراد پنجمین دهه از زندگی خود را پشت سر می‌گذارند، احتمال مشارکت آن‌ها در کار و فعالیت اجتماعی کاهش می‌یابد؛ همچنین با توجه به اینکه افراد سالخورده به میزان زیادی از پس‌اندازها و اندوخته‌های خود برای گذران بقیه سال‌های زندگی‌شان استفاده می‌کنند، این مسئله می‌تواند سبب کاهش ذخیره‌های دارایی‌ها در بین افراد یک جامعه شود. بنابراین، دو عامل کاهش نیروی کار و کم شدن میزان تمایل افراد به پس‌انداز، منجر به بروز نگران‌هایی می‌شود که کشورهای دارای جمعیت سالخورده اکنون با آن مواجه‌اند. مهم‌ترین تبعات این موضوع را می‌توان در تنزل و کاهش رشد اقتصادی مشاهده کرد (نصرالهی وسطی و آقایاری هیر، ۱۳۹۶: ۱۷۳-۱۷۴).

لی^۲ (۱۹۹۴) بیان کرد در دوره اول از مرحله گذار جمعیتی، که در آن سطح باروری ثابت است، کاهش سطح مرگ‌ومیر از طریق اثر چرخه عمر^۳ به جوان‌تر شدن ساختار سنی و در نتیجه افزایش بار تکفل کودکی^۴ منجر می‌شود. لی (۲۰۰۳) گذار سنی را در پیوند با پی‌آمدهای اقتصادی آن به سه مرحله تقسیم می‌کند. در مرحله اول بار تکفل یا نسبت وابستگی کل، به دلیل افزایش بار تکفل کودکی افزایش می‌یابد. اگر همان‌طور که در ایران رخ داده است، گذار مرگ‌ومیر پیش از گذار باروری شروع شده باشد، کاهش مرگ‌ومیر ناشی از اثر چرخه عمر، افزایش بیشتری در بار تکفل کودکی ایجاد می‌کند. در مرحله دوم به دلیل کاهش بار تکفل کودکی، بار تکفل کل کاهش خواهد یافت و بالاخره در مرحله سوم به دلیل افزایش بار تکفل سالمندی، بار تکفل کل نیز افزایش خواهد داشت. ویژگی متمایزکننده گذار سنی این است که مشابه مرحله دوم گذار جمعیتی، موقتی و گذرا است (کوششی و نیاکان، ۱۴۰۰: ۸).

1. Bao & Chan
2. Lee
3. Lifecycle Effect
4. Child Dependency



سالخوردگی جمعیت بر رشد اقتصادی هم اثر منفی و هم اثر مثبت دارد. به‌عنوان مثال مطالعه بلوم^۱ (۲۰۱۵) بیان کرد که سالخوردگی جمعیت بر رشد اقتصادی اثر منفی دارد؛ زیرا افزایش جمعیت سالخورده باعث سنگین‌تر شدن تأمین هزینه‌ها و امکانات جمعیت سالخورده می‌شود و چنین مشکلی که بر ساختار و ترکیب تولید کالا و کارآیی تغییراتی ایجاد می‌کند که بر رشد اقتصادی اثرگذار است. به‌عبارت‌دیگر در برخی کشورها، جمعیت افرادی که در رده سنی آن‌ها ۶۰ تا ۶۴ ساله هستند (به‌زودی بازنشسته می‌شوند)، از تعداد افرادی که رده سنی آن‌ها ۱۵-۱۹ ساله هستند (به‌زودی وارد بازار کار خواهند شد) بیشتر است. به‌این‌ترتیب کاهش جمعیت فعال در اقتصاد باعث سنگین‌تر شدن تأمین هزینه‌ها و امکانات مصارف و هزینه‌های بیشتر و پس‌انداز کمتر در جوامع خواهد شد، که این امر سبب کاهش سرمایه‌گذاری عمومی و به‌تبع آن کاهش رشد اقتصادی می‌شود. ازسوی‌دیگر، امید زندگی طولانی‌تر افراد را به فعالیت اقتصادی بیشتر وادار می‌کند که می‌تواند آثار مثبتی داشته باشد. همان‌طور که پرستون (۱۹۷۵) بیان می‌کند نیروی کار سالخورده‌تر، تجربه و مهارت بیشتری در انجام فعالیت‌های اقتصادی دارد. (قویدل و میر غیائی مرادی، ۱۳۹۶).

پدیده سالمندی جمعیت به‌عنوان یک تهدید بالقوه در مسیر رشد اقتصادی از چهار کانال مختلف، رشد اقتصادی را تهدید می‌کند: ۱. چن و میازاکی^۲ (۲۰۱۹) بیان کردند که بهره‌وری نیروی کار مسن‌تر نسبت به کارگران جوان پایین است، ۲. چوی و شین^۳ (۲۰۱۵) اظهار داشتند که پدیده سالمندی جمعیت باعث کمبود قابل‌توجهی در عرضه نیروی کار می‌شود، ۳. ویل^۴ (۲۰۰۶) معتقد است که نسبت جمعیت سالمند در اقتصاد با افزایش نرخ تکفل^۵ و کاهش عرضه نیروی کار تأثیرات منفی قابل‌توجهی بر اقتصاد خواهد داشت. علاوه بر سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی نیز مرتبط با بحث سالمندی و کهولت سن جمعیت می‌باشد. ۴. بر اساس مطالعه عرب مازار و کشوری شاد (۱۳۸۴) تغییر ساختار سنی جمعیت از راه‌های مختلف بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. از یک‌سو با تغییر

1. Bloom
2. Chen & Miyazaki
3. Choi & Shin
4. Weil
5. Dependency Rate



سهم جمعیت در سن کار از کل جمعیت، بازار نیروی کار را متأثر می‌کند و از سوی دیگر براساس فرضیه چرخه زندگی، مصرف و در نتیجه پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد (صابری و همکاران، ۱۴۰۰: ۱۱۴-۱۱۵). به بیان دیگر، ساختار جمعیتی بر سرمایه‌گذاری، پس‌انداز، مصرف و در نهایت، رشد اقتصادی اثر می‌گذارد (میری و همکاران، ۱۳۹۷).

پویایی‌های جمعیت، نه تنها اندازه جمعیت، بلکه تراکم جمعیت، ساختار سنی، حرکات جمعیت و موقعیت جغرافیایی بر الگوهای مصرف تأثیر می‌گذارد. ارتباط بین الگوهای جمعیتی، سطح مصرف و پایداری زیست‌محیطی بسیار پیچیده و حساس می‌باشد که تا اندازه‌ای به دلیل تفاوت‌های جمعیتی و مصرف در سطوح محلی، ملی و جهانی است (نصرالهی وسطی و آقایی هیر، ۱۳۹۶: ۱۷۵).

مصرف و ناسازگاری زمان

برای نخستین بار، استروترز^۱ (۱۹۵۵) مسئله ناسازگار زمانی را با تنزیل غیرنمایی در زمان پیوسته بررسی کرد. همچنین فلپس و پولاک^۲ (۱۹۶۸) برای اولین بار در چارچوب نظریه بازی با استفاده از نقاط تعادل نش^۳ در یک افق زمانی گسسته به مسئله ناسازگار زمانی پرداختند. اخیراً بررسی مسئله کنترل ناسازگار با زمان در اقتصاد و امور مالی اهمیت بیشتری یافته است، زیرا بسیاری از مسائل عملی در این زمینه‌ها را می‌توان به عنوان مسائل ناسازگار با زمان، فرمول بندی کرد. معادله اصلاح شده Hamilton Jacobi - Bellman (HJB) در مطالعه مارین-سولانو و ناواس^۴ (۲۰۱۰) یک مسئله بهینه مصرف - سرمایه‌گذاری بهینه را با نرخ تنزیل غیرثابت برای عامل‌های ساده و پیچیده حل کرد. همچنین یک مسئله مشابه با استفاده از رویکرد دیگر در مطالعات ایکلند و لازراک^۵ (۲۰۰۶) ایکلند

1. Strotz
2. Phelps & Pollak
3. Nash Equilibrium
4. Marin-Solano & Navas
5. Ekeland & Lazrak



و پیرو^۱ (۲۰۰۸) در نظر گرفته شد که برای اولین بار تعریف دقیقی از مفهوم تعادل در زمان پیوسته را ارائه کردند (Zhao & Siu, 2020: 2).

ناسازگاری زمانی یکی از پدیده‌های مهم در اقتصاد کلان است که توسط توسط کیدلند^۲ و پرسکات^۳ (۱۹۷۷) دو اقتصاددان مکتب کلاسیک جدید در مقاله‌ای با عنوان «قاعده برتر از مصلحت، ناسازگاری زمانی یک برنامه»^۴ ارائه شده است. ناسازگاری زمانی به شرایطی اطلاق می‌شود که در یک دوره زمانی مانند t ، تصمیم یک عامل اقتصادی برای اجرا در زمان $t+1$ بهینه بوده است که با فرا رسیدن این زمان ($t+1$) دیگر تصمیم مذکور بهینه نیست (باستانی فر و هادوی نیا، ۱۳۹۵). در واقع این مفهوم، یک الگوی جدید از شکل‌گیری انتظارات عقلایی در اقتصاد و کاربرد آن در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی می‌باشد (باستانی فر، ۱۳۹۳: ۷۰۰). ناسازگاری زمانی لزوماً منعکس‌کننده یک اشتباه موضوعی یا غفلت در انجام کار نیست، بلکه الگویی را منعکس می‌کند که اغلب در نمونه‌هایی مشاهده می‌شود که دارای سطوح بالایی از مشکلات برونی‌سازی هستند (Bailey & et al, 2020: 5).

این موضوع که آیا ناهمگونی ثروت در دوران بازنشستگی با مدل چرخه زندگی مطابقت دارد یا خیر نیز تا حدودی بحث‌برانگیز است. برنهایم، اسکینر و واینبرگ^۵ (۱۹۹۷) پیشنهاد می‌کنند که مدل چرخه زندگی استاندارد در توضیح ناهمگنی در ثروت بازنشستگی مشکلات زیادی دارد، به این معنا که به نظر می‌رسد هر یک از توضیحات نمونه موردنظر آن‌ها با سطح مصرف یا رشد مصرف ناسازگار باشد. الگوهای موجود در داده‌های مطالعه آن‌ها یکی از فضایل چارچوب چرخه زندگی را به تصویر می‌کشند. از آنجایی که این چارچوب منسجم در مورد بسیاری از جنبه‌ها رفتاری است، نظم سختی را بر روش‌های معرفی ناهمگنی تحمیل می‌کند. ناهمگنی معرفی شده برای تناسب با یک ویژگی از داده‌ها نیز باید با سایر ویژگی‌های داده سازگار باشد. به عنوان یک مثال، اینکه که خانوارهای ثروتمند،

1. Ekeland & Pirvu
2. Kydland
3. Prescott
4. Rules Rather than Discretion, Time Inconsistency of an Optimal Plan
5. Bernheim, Skinner & Weinberg



خانوارهایی با نرخ تنزیل پایین هستند. یعنی خانوارهای بسیار صبور که به طور استثنایی مایل به تعویق مصرف هستند. لذا، مدل چرخه عمر استدلال می‌کند که خانوارهایی با نرخ تنزیل پایین، رشد مصرف بالایی خواهند داشت. بنابراین، اگر ناهمگنی در نرخ‌های تنزیل، زمینه‌ساز ناهمگنی مشاهده شده در ثروت بازنشستگی باشد، نرخ رشد مصرف پیش از بازنشستگی باید با سطوح ثروت بازنشستگی همبستگی داشته باشد - اما به نظر نمی‌رسد که چنین باشد (Bernheim et al, 1997). از سوی دیگر، مطالعه انگن، گیل و اوچلو^۱ (۱۹۹۹) استدلال می‌کنند که ناهمگنی قابل توجهی در ثروت در دوران بازنشستگی با مدل‌های چرخه زندگی منطقی ناسازگار نیست. آن‌ها تأکید می‌کنند که وقوع شوک‌های مختلف درآمدی حتی منجر به افزایش سطح ثروت در بازنشستگی می‌شود (Browning & Crossley, 2001: 15-16).

برنهایم و همکاران (۲۰۰۱) و هرد و روهور^۲ (۲۰۰۶) اظهار داشتند که مخارج مصرف در زمان بازنشستگی برای بسیاری از خانوارهای ایالات متحده به شدت کاهش می‌یابد. برخی از تحلیلگران استدلال می‌کنند که این یک معما، برای چارچوب چرخه زندگی ایجاد می‌کند، زیرا با انگیزه هموارسازی مصرف که در چارچوب ذکر شده است، سازگار نیست. مدل‌های «رفتاری» جایگزین پس‌انداز، که در آن مصرف‌کنندگان توانایی یا تمایل محدودی برای برنامه‌ریزی برای آینده یا اجرای برنامه‌های خود دارند، به عنوان توضیح پیشنهاد شده‌اند. این مدل‌های جایگزین نشان می‌دهند که رویکرد آزادسازی به سیاست پس‌انداز، احتمالاً ناکارآمد است (Ameriks et al, 2003; Bernheim, 1994; Laibson et al, 1998; Poterba et al, 1996; Thaler & Benartzi, 1994). برخی دیگر استدلال می‌کنند که شواهد با پس‌اندازهای بازنشستگی کافی سازگار است و سیاست‌هایی که برای تشویق پس‌اندازهای بیشتر در نظر گرفته شده‌اند احتمالاً ناکارآمد و پرهزینه هستند (Lazear, 1999; Engen, Gale & Uccello, 1999; Engen, Gale & Scholz, 1997; Scholz, Seshadri & Khitatrakun,

1. Engen, Gale & Uccello

2. Hurd & Rohwedder



2006). با توجه به سالخوردگی سریع جمعیت، این موضوع به‌وضوح یک مسئله مهم در سیاست عمومی است (Blau, 2008: 1).

از طرف دیگر، می‌توان مدل چرخه زندگی را با انگیزه ارث (در نظر گرفتن انتقال‌های بین‌نسلی) تکمیل کرد. اختلاف اندکی در فراگیری میراث و اهمیت آن برای سرمایه خانوار وجود دارد. کاتلیکوف و سامرز^۱ (۱۹۸۱) شواهدی ارائه می‌دهند که تقریباً ۴۶ درصد از ثروت خانوارها از نقل و انتقالات بین‌نسلی ناشی می‌شود. مطالعات دیگر، ثروت موروثی را به‌عنوان نسبتی از ثروت خانوار در محدوده ۱۵ تا ۳۱ درصد قرار می‌دهند (Menchik & David, 1983; Gale & Scholz, 1994). این برآوردها به دلیل رفتار ناسازگار ارزش‌گذاری کالاهای بادوام، پرداخت شهریه دانشگاه و کسری مفروض از ارثی که هزینه نشده است، متفاوت است.

بر اساس مطالعه بورش سوپان و همکاران^۲ (۲۰۱۷) سیستم‌های بازنشستگی و رفتار پس‌انداز فردی به‌شدت با هم در ارتباط هستند. اقتصاد سنتی این مبادلات را با استفاده از مدل نئوکلاسیک تصمیم‌های پس‌انداز و مصرف یک خانوار در طول زندگی‌اش با فرض برنامه‌ریزان چرخه زندگی کاملاً آینده‌نگر مدل‌سازی کرده است که در آن خانواده‌ها رفتار مصرفی و عرضه نیروی کار خود را سازگار با زمان بهینه‌سازی می‌کنند (رایین، ۲۰۱۳؛ a؛ b). دو نتیجه قابل حصول وجود دارد: ۱- هموارسازی کامل مصرف در طول چرخه زندگی، ۲- جایگزینی کامل بین مزایای بازنشستگی و پس‌انداز خصوصی. با توجه به هموارسازی کامل مصرف، در مطالعاتی از جمله جمله بنکس و همکاران^۳ (۱۹۹۸)، باتیستین و همکاران^۴ (۲۰۰۹)، برنهایم و همکاران (۲۰۰۱) و هایدر و استفنز^۵ (۲۰۰۷) کاهش شدید و ناگهانی مصرف را پس از بازنشستگی در بسیاری از کشورها گزارش کردند («معمای مصرف بازنشستگی»)، پس‌انداز فعال پس از بازنشستگی در بسیاری از کشورها، به‌ویژه

1. Kotlikoff-Summers
2. Börsch-Supan et al
3. Banks et al
4. Battistin & et al
5. Haider & Stephens



آلمان، ایتالیا و ژاپن، توضیح آن با مدل‌های مرسوم دشوارتر است («معمای پس‌انداز آلمانی»)، (Börsch-Supan & et al, 2001; De Nardi & et al, 2010; Rohwedder et al, 2006).

پیشینه تجربی

در این بخش به بررسی مطالعات داخلی و خارجی انجام شده در زمینه اثر ساختار جمعیت بر مصرف و پس‌انداز پرداخته شده است.

مطالعات داخلی

میرزایی و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی تحلیل الگوی مصرف هزینه‌های بهداشت و درمان در چرخه زندگی خانوارهای شهری ایران با تأکید بر دوران سالخوردگی در دوره زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۱ با استفاده از روش شبه‌تابلویی با استفاده از نرم‌افزار STATA پرداختند. یافته‌های مطالعه آن‌ها بیانگر این است که جمعیت کشور ایران در حال گذار از دوران جوانی به سالخوردگی است. تحلیل اثر سن بر هزینه‌های بهداشت و درمان نشان‌دهنده این است که تقاضای مصرف از سن ۲۵ تا ۵۰ سالگی به شکل نسبتاً ملایمی در حال افزایش است که پس از آن شیب خیلی تندی به خود می‌گیرد و در سال‌های پایانی عمر به اوج خود می‌رسد. نتایج مطالعه آن‌ها حاکی از این است که افراد در طول چرخه زندگی همواره درصدی از هزینه کل خود را به هزینه‌های بهداشتی و درمانی اختصاص می‌دهند، اما درصد این تخصیص در سنین مختلف متفاوت می‌باشد؛ به نحوی که با افزایش سن و به‌ویژه در دوران سالمندی، تقاضا در بخش هزینه‌های بهداشت و درمان افزایش قابل توجهی خواهد یافت. با توجه به افزایش درصد افراد سالخورده در جمعیت ایران طی دهه‌های آینده در سطح کلان، سهم هزینه‌های بهداشت و درمان از هزینه کل افزایش خواهد یافت.

منادی و همکاران (۱۳۹۷) به ارزیابی تأثیر تغییر ساختار سنی جمعیت بر پس‌انداز ملی در ایران با تکیه بر فرضیه سیکل زندگی آندو و مودیگلیانی برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۳ با استفاده از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) پرداختند. یافته‌های مطالعه آن‌ها نشان داد که ساختار سنی جمعیت، در شکل‌گیری میزان پس‌انداز ملی عاملی تأثیرگذار است. افزایش نسبت افراد در گروه



سنی ۲۰ تا ۲۴ سال، پس‌انداز ملی را کاهش می‌دهند. درحالی‌که افزایش جمعیت نسبی در سنین ۲۵ تا ۵۴ سال، موجب افزایش پس‌انداز ملی می‌شود. لذا بیشترین پس‌انداز جامعه توسط گروه میان‌سال ۴۴-۳۵ سال صورت می‌گیرد. افزایش جمعیت نسبی در گروه سنی ۵۵ سال و بیشتر باعث کاهش پس‌انداز ملی می‌شود.

میری و همکاران (۱۳۹۸) در مقاله‌ای با عنوان «سالمندی و رشد اقتصادی» برای بازه زمانی ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۵، با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع‌شونده به‌منظور اینکه ساختار جمعیتی یک کشور می‌تواند بر سرمایه‌گذاری، پس‌انداز، مصرف، ترکیب و اندازه نیروی کار و در نهایت، بر رشد اقتصادی کشور مؤثر باشد، مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های مطالعه آن‌ها نشان داد که اثر رشد جمعیت کمتر از ۱۴ سال از کل جمعیت، در کوتاه‌مدت بر رشد اقتصادی از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است، رشد جمعیت ۱۵ تا ۶۴ سال (جمعیت در سن کار) از کل جمعیت بر رشد اقتصادی کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت داشته است، اثر رشد جمعیت سالمند یا بیش از ۶۴ سال از کل جمعیت بر رشد اقتصادی در بلندمدت منفی بوده است. لذا آن‌ها برای جبران اثرات سوء سالمندی پیشنهاد کردند که تمهیدات لازم برای افزایش مشارکت نیروی کار، افزایش مشارکت زنان، بهره‌وری عوامل تولید و توسعه سرمایه انسانی به کار گرفته شود.

فیضی و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی و مروری بر مبانی نظری اقتصاد و چرخه عمر خانواده و نظریات محققان در زمینه اقتصاد و رفتار مصرف‌کننده، دلایل اصلی اقتصادی مؤثر بر تشکیل خانواده، مفهوم چرخه زندگی و معیارهای مراحل رشد آن‌ها در ایران پرداختند. روش مطالعه آن‌ها کتابخانه‌ای و توصیفی بوده است. آن‌ها در مطالعه خود مراحل هشت‌گانه چرخه عمر خانواده‌ها، راه‌حل‌های اجرایی در هر مرحله از این چرخه را بیان نمودند. آن‌ها با بررسی عمیق‌تر بر مراحل چرخه عمر خانواده در ایران با استفاده از مرور دقیق مبانی نظری و پیشینه پژوهش‌های مرتبط و تشریح بیشتر آن پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها می‌تواند دید جامعی را به پژوهشگران و علاقه‌مندان حوزه رفتار مصرف‌کننده، حوزه‌های اقتصاد در شناخت ابعاد مختلف چرخه عمر خانواده در ایران ارائه دهد.



قاسمی نسب و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی تحلیل اثرات نرخ مالیات بر درآمد نیروی کار و عایدی سرمایه بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از مدل نسل‌های همپوشان و رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) طی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۷ در ایران پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که توابع واکنش آنی شوک مثبت به نرخ مالیات بر درآمد نیروی کار، نشان‌دهنده اثر مثبت این شوک بر پس‌انداز، موجودی سرمایه و تولید و اثر منفی آن بر مصرف دوره کار عاملان اقتصادی، بدهی‌های دولت و حجم پول می‌باشد. توابع واکنش آنی شوک مثبت مالیات بر عایدی سرمایه بیان‌کننده تأثیر مثبت این شوک بر مصرف دوره کار و نرخ بهره می‌باشد، اما مصرف دوره بازنشستگی، پس‌انداز، موجودی سرمایه، تولید، بدهی‌های دولت و حجم پول به شوک یادشده واکنش منفی نشان دادند.

مطالعات خارجی

پانتالئو^۱ (۲۰۱۹) به بررسی پویایی مصرف در منطقه کاگرا^۲ در دوره زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۰ با استفاده از مدل اثرات ثابت و برآوردهای داده پانل پویا پرداخت. طبق نتایج، فرضیه چرخه زندگی برای هموارسازی مصرف برقرار نیست. علاوه بر این، نتایج برای خانواده‌های روستایی و برای کل این منطقه نشان داد که خانوارها از شوک‌ها بهبود می‌یابند (بیانگر این است که مسیر مصرف پایدار است). رویکردهای کشاورزی مناسب و تخصیص منابع برای مداخلات تثبیت مصرف مورد نیاز است.

آدگبویگا و اولادجی^۳ (۲۰۲۱) تأثیر رابطه سرمایه‌گذاری - پس‌انداز بلندمدت و کوتاه‌مدت را بر تراز حساب جاری نیجریه با استفاده از روش یکپارچه‌سازی ARDL در دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۸. به‌منظور اینکه آیا شواهد تجربی از فرضیه چرخه زندگی در نیجریه پشتیبانی می‌کند یا خیر؟ بررسی کردند. مطالعه آن‌ها نشان داد که افزایش در امید زندگی و نسبت کل وابستگی سنی، می‌تواند منجر به کاهش تراز حساب جاری در نیجریه شود. لذا نتایج آن‌ها از فرضیه چرخه زندگی در مورد اقدامات پس‌انداز در نیجریه پشتیبانی می‌کند، زیرا مردم می‌توانند وام بگیرند. علاوه بر این، رشد جمعیت رابطه مثبتی

1. Pantaleo
2. Kagera
3. Adegboyega & Oladeji



با تراز حساب جاری نشان داد. همچنین، انتظار می‌رود که تغییر واحد در ساختار سنی جمعیت بر پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و تراز حساب جاری تأثیر بگذارد، به‌خصوص با افزایش جمعیت، چراکه حساب جاری طبق تعریف برابر با مانده پس‌انداز-سرمایه‌گذاری است.

فرینی^۱ (۲۰۲۲) با استفاده از مدل VAR ساختاری، تکنیک تجزیه واریانس و تابع تکانه پاسخ، در تونس طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۹، نشان داد که سالمندان در زمینه بیکاری پایدار و در دسترس نبودن مستمری بیکاری دخالت نمی‌کنند. بیکاری عامل مهمی است که می‌تواند رفتار پس‌انداز را شکل دهد و پیش‌بینی فرضیه چرخه زندگی را مخدوش کند. در نتیجه، فرضیه چرخه زندگی را نمی‌توان تحت عدم قطعیت تأیید کرد. از این رو، افزایش سن، باعث تغییر سیستماتیک پس‌انداز نمی‌شود. لذا ماهیت رابطه پس‌انداز در دوران سالمندی به بافت اجتماعی و اقتصادی بستگی دارد.

بلید و همکاران^۲ (۲۰۲۲) با یک روش شبه پانل برای بررسی رفتار تقاضای برق خانوار از طریق چرخه زندگی خانواده و واکنش آن به تغییرات درآمدی برای کمک به تقویت فرایند تصمیم‌گیری انرژی در دوره زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۶ کشور فرانسه پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها حاکی از این است که مصرف برق خانگی از توزیع U شکل معکوس به‌عنوان تابعی از سن سرپرست خانوار پیروی می‌کند. به عبارتی خانوارها در اواسط دوران زندگی خود، بزرگ‌ترین مصرف‌کنندگان برق هستند که این نتیجه پیامدهای مهمی برای سیاست‌گذاری دارد. لذا هر سیاست عمومی با هدف کاهش مصرف انرژی خانوار باید این تفاوت در مصرف را با توجه به موقعیت خانوارها در چرخه عمر در نظر بگیرد و به‌عنوان خانواده‌های اولویت‌دار در بالاترین سطح مصرف قرار گیرد.

بودن هورن^۳ (۲۰۲۱) به بررسی میزان انباشت دارایی‌های مالی آمریکایی‌های اواخر قرن نوزدهم در شهرهای کوچک مطابق با فرضیه چرخه زندگی با استفاده از سوابق حساب‌های شخصی از بانک‌های پس‌انداز در یک شهر کوچک پرداخت. یافته‌های مطالعه وی نشان داد که پس‌اندازکنندگان به‌طور متوسط در شصت‌سالگی درآمد یک سال را جمع‌آوری کرده‌اند. تجمع پس از شصت‌سالگی

1. Frini
2. Belaïd & et al
3. Bodenhorn



کندتر از حد انتظار بود. وی در مطالعه خود تفاوت‌هایی را در انباشت چرخه زندگی بین مردان و زنان، کارگران بومی و خارجی، و کارگران کم مهارت و با مهارت بالا را مشاهده کرد.

روش تحقیق و داده‌ها

همان‌طور که پیش‌تر بیان شد، هدف از انجام این پژوهش بررسی پویایی‌های اثر ساختار جمعیت بر مصرف چرخه زندگی است. برای به انجام رساندن این هدف سعی شده است که تجزیه و تحلیل خود را در دو مرحله که عبارتند از: ۱- بررسی این اثر برای کشور ایران با استفاده از الگوی ARDL و ۲- بررسی این فرضیه در گروه کشورها با استفاده از روش GMM انجام دهد. لذا در ادامه به تصریح مدل و معرفی متغیرها خواهد پرداخت.

تصریح مدل

الف) الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی^۱ (ARDL)

یکی از روش‌های مناسب برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها، رهیافت ARDL است که توسط پسران و شین^۲ (۱۹۹۷) ارائه شده است. در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه هم‌جمعی متغیرها که در رهیافت انگل گرنجر ضروری است، نیازی نیست. همچنین این روش الگوهای بلندمدت و کوتاه‌مدت در مدل را به‌طور هم‌زمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع می‌کند. بنابراین تخمین‌های روش ARDL به دلیل اجتناب از مشکلاتی مانند خودهمبستگی و درون‌زایی، ناریب و کارا هستند. در نهایت جزء تصحیح خطای حاصله از تخمین رابطه بلندمدت را به‌عنوان متغیر توضیحی در مدل‌های موجود وارد می‌کند. ارتباط نزدیکی بین هم‌انباشتگی و مدل‌های تصحیح خطا وجود دارد. در ECM از اطلاعات مربوط به داده‌ها به نحو مفیدی برای الگوسازی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت استفاده می‌شود. به همین دلیل با وجود تعبیر مختلفی که از مدل‌های تصحیح خطا استفاده شده، استفاده از آن‌ها مقبولیت زیادی در اقتصادسنجی

1. Auto Regressive Distributed Lag
2. Pesaran & Shin



کاربردی پیدا کرده است. در مورد ECM تفسیرهای زیادی وجود دارد، اما آخرین و بهترین تفسیر از ECM توسط گرنجر و همکارانش بر اساس تحلیل‌های انباشتگی ارائه شده است. عمده‌ترین دلیل شهرت این الگوها آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهند. این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی‌اند که در آن‌ها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند (ابراهیمی و نصیری، ۱۳۹۸: ۴۸-۴۹).

یکی از الگوهای پویا که برای به دست آوردن رابطه بین متغیرهای وابسته و مستقل استفاده می‌شود، الگوهای رگرسیونی با وقفه توزیع شده هستند. از ویژگی‌های اصلی این الگوها آن است که علاوه بر تخمین پویایی‌های کوتاه‌مدت الگو، ارتباط بلندمدت متغیرهای الگو را نیز برآورد می‌نماید. همچنین محقق را قادر می‌سازد تا مشخص نماید چند دوره زمانی طول می‌کشد تا اثر یک شوک وارد شده بر الگو تعدیل شود. پسران و شین ثابت می‌کنند که اگر بردار هم جمعی از به‌کارگیری روش حداقل مربعات بر یک رابطه خود توضیح با وقفه‌های گسترده ARDL به دست آید، علاوه بر اینکه برآوردگر حداقل مربعات توزیع نرمال دارد، در نمونه‌های کوچک نیز از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار خواهد بود. خصوصیات الگوهای رگرسیونی با وقفه توزیع شده استاندارد عبارتند از: ۱. این الگو می‌تواند رابطه‌های هم‌جمعی بلندمدت بین متغیرها را شناسایی کند، ۲. امکان آزمون هر دو نوع رابطه هم‌جمعی خطی و غیرخطی بین متغیرهای الگو را می‌دهد، ۳. قادر بودن این الگو در تفکیک بین اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای تخمین و اندازه‌گیری آن‌ها نیز است. ویژگی خاص این الگو در مقایسه با الگوهای تصحیح خطای برداری که این سه خصوصیت را دارند، در عدم تکثیر بیش‌ازاندازه پارامترهای الگو است و . برخلاف الگوهای تصحیح خطای دیگر که رتبه هم‌جمعی متغیرهای آن‌ها باید مشابه باشند، در این الگو تساوی رتبه در هم‌جمعی موردنیاز نیست و این باعث آزادی در استفاده از متغیرهای مختلف در الگو است (دهقان دهنوی و همکاران، ۱۴۰۰: ۹۹).

ضمن اینکه روش خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی ARDL قادر به برآورد هم‌زمان ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت است و همچنین در تعیین جهت علیت بین متغیرهای الگو به کار می‌رود.



از آنجایی که الگوی ARDL یک الگوی پویا است که در آن وقفه‌های متغیرها، مانند رابطه زیر وارد می‌شوند:

$$Y_t = \alpha X_t + \beta X_{t-1} + \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (17)$$

دهقان دهنوی و همکاران (۱۴۰۰) اظهار داشتند که برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده شود که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، در نظر نگیرد. از این رو، یک الگوی $ARDL(P, q_1, q_2, \dots, q_k)$ به صورت ساده به فرم زیر نشان داده می‌شود:

$$\alpha(L, P)Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta(L, q_i)X_{it} + \delta W_t + \mu_t \quad (18)$$

در رابطه فوق α مقدار ثابت است، Y_t متغیر وابسته، W_t برداری از $S \times 1$ است که بیانگر متغیرهای غیرتصادفی (متغیرهای قطعی) مانند عرض از مبدأ، متغیر روند، متغیر مجازی یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت است. L عملگر وقفه، P تعداد وقفه‌های به کاررفته برای متغیر وابسته Y_t ، q_i : نشان‌دهنده تعداد وقفه‌های به کاربرده شده برای متغیرهای مستقل یا توضیحی X_{it} است که تعداد وقفه بهینه را با استفاده از معیارهای اطلاعاتی می‌توان تعیین کرد. بنابراین در الگو بالا α و β به صورت زیر است:

$$\alpha(L, P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p \quad (19)$$

$$\beta_i(L, q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \dots - \beta_{iq} L^q, \quad i = 1, 2, \dots, k$$

در بلندمدت $Y_t = Y_{t-1} = \dots = Y_{t-p}$ و $X_{it} = X_{it-1} = \dots = X_{it-q}$ است، که Y_{t-p} بیانگر وقفه p ام از متغیر Y است و X_{it-q} نشان‌دهنده وقفه q ام از متغیر X است. بدین ترتیب معادله بلندمدت برای الگوی ARDL به صورت زیر نوشته می‌شود (مهدی‌زاده راینی و همکاران، ۱۴۰۱: ۲۹۲):

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \theta_i X_{it} + \gamma W_t + V_t \quad (20)$$



$$V_t = \frac{\mu_t}{\alpha(1-P)} \text{ و } \theta_t = \frac{\beta_i(l, q)}{\alpha(1-P)} = \frac{\sum_{j=1}^q \beta_{ij}}{\alpha(1-P)} \cdot \gamma = \frac{\delta}{\alpha(1-P)} \alpha = \frac{\alpha}{\alpha(1-P)} \text{، که در آن،}$$

می باشد.

با توجه به ضرایب به دست آمده از معادله بلندمدت، معادله تصحیح خطا را به شکل زیر است:

$$\Delta Y_t = \Delta \alpha - \sum_{j=2}^p \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=1}^q \beta_i \Delta X_{it} - \sum_{i=1}^q \sum_{j=2}^p \beta_{i,t-j} \Delta X_{i,t-j} - \alpha(1-P)ECM_{t-1} + \mu_t \quad (21)$$

$$ECM_t = Y_t - \alpha - \sum_{i=1}^p \beta_i X_{it}$$

که در آن Δ نشان دهنده تفاضل درجه است و ضرایب های وارد شده در الگو، ضرایب هایی هستند

که از معادله اصلی حاصل شده اند. ضریب متغیر ECM_{t-1} ، بیانگر سرعت تعدیل می باشد.

از آنجایی که مدل مورد استفاده در این پژوهش الگوی ARDL است، لذا فرم آن به صورت زیر است:

$$CSGDP_t = \alpha_0 + \beta_1 \times CSGDP_{t-1} + \beta_2 \times RGDPpc_t + \beta_3 \times RGDPpc_{t-1} + \beta_4 \times Popgrowth_t + \beta_5 \times Popgrowth_{t-1} + \beta_6 \times YouthDR_t + \beta_7 \times YouthDR_{t-1} + \beta_8 \times Old-ageDR \quad (22)$$

طبق مطالعه علی پور و همکاران (۱۳۹۲) در روش خود توضیح برداری با وقفه های گسترده برای

آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو از دو روش می توان استفاده کرد که در روش اول

از آماره t استفاده می شود، که به صورت زیر آماره t نوشته می شود:

$$t = \frac{(\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1)}{(\sum_{i=1}^p S \hat{\alpha}_i)} \quad (23)$$

شرط وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو این است که قدر مطلق آماره فوق از کمیت

ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۸) بزرگ تر باشد. در روش دوم برای بررسی بلندمدت

از روش آزمون کرانه های، پسران، شین و اسمیت^۱ (۲۰۰۱) مبتنی بر رویکرد تخمین مدل تصحیح

خطای غیرمقیمد (UECM) که شامل رابطه پویا و رابطه تعادلی بلندمدت استفاده نمود که در این روش



برای بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت الگوی پویا $ARDL(p,q)$ برای سهم مصرف از درآمد کشور ایران به شرح زیر است:

$$CSGDP_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_j CSGDP_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j RGDPpc_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j Popgrowth_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_j YouthDR_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j Old-ageDR_{t-j} \quad (24)$$

مزیت بسیار مهم روش $ARDL$ در بین روش‌های هم‌انباشتگی آن است که این روش بدون در نظر گرفتن اینکه متغیرهای مدل $I(0)$ و $I(1)$ هستند، قابل استفاده است. به بیان دیگر در این روش نیازی به تقسیم متغیرها به متغیرهای همبسته از درجه یک یا صفر نیست (انصاری نسب و تراب، ۱۳۹۴). به‌طور کلی، می‌توان الگوی کوتاه‌مدت بین متغیرها را با استفاده از مکانیزم تصحیح خطا برآورد کرد که در الگوی کوتاه‌مدت با تفاضل مرتبه اول متغیرها تخمین زده می‌شود و برای ارتباط بین الگوی بلندمدت و کوتاه‌مدت از جمله خطای الگوی بلندمدت با یک وقفه زمانی استفاده می‌گردد (تشکینی، ۱۳۸۴).

ب) روش پانل دیتای پویا با گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

روش GMM یکی از پرکاربردترین روش‌های برآورد پویا در داده‌های تابلویی می‌باشد (خدیدو و عسگری، ۱۳۹۹). چنانچه در مدلی، مدل رگرسیون مورد تحلیل دربرگیرنده یک یا چند عنصر با وقفه از متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی باشد، این مدل را مدل خودرگرسیونی یا مدل دینامیک (پویا) می‌نامند. روش GMM تخمین‌زننده قدرتمندی است که نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات اخلاص ندارد. این روش که در داده‌های تلفیقی پویا به کار گرفته می‌شود، مبتنی بر این فرض است که جملات اخلاص با مجموعه متغیرهای ابزاری غیرهمبسته‌اند. روش GMM به واسطه انتخاب متغیرهای ابزاری صحیح و با اعمال یک ماتریس وزنی، می‌تواند برای شرایط ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی‌های ناشناخته، برآوردکننده قدرتمندی محسوب شود. در مدل GMM وقفه متغیر وابسته به صورت متغیر مستقل در سمت راست معادله وارد می‌شود (دادار و جعفری، ۱۳۹۹). روش گشتاورهای تعمیم‌یافته^۱

1. Generalized Method of Moments



به‌وسیله آرلانو و باند^۱ (۱۹۹۱) و آرلانو و باور^۲ (۱۹۹۵) توسعه داده شده. سازگاری برآوردگرهای GMM به معنای بودن متغیرهای ابزاری وابسته است. در برآورد GMM جملات خطا دارای همبستگی مرتبه اول بوده، اما نباید دارای همبستگی مرتبه دوم باشند (بابکی و همکاران، ۱۴۰۰).

بر اساس مطالعه نورمحمدی و همکاران (۱۳۹۹) و محمدی و تیرگری سراجی (۱۳۹۲) گشتاور تعمیم‌یافته یکی از روش‌های برآورد پارامترهای مدل در رهیافت داده‌های تابلویی پویا بوده که برای داده‌های سری زمانی، مقطعی و داده‌های تابلویی قابل استفاده می‌باشد. این روش اثرات تعدیل پویای متغیر وابسته را در نظر می‌گیرد. از ویژگی‌های داده‌های ترکیبی (Panel Data) این است که با وارد کردن عامل زمان می‌توان پویایی بین متغیرها را تفسیر کرد. فرم کلی یک الگوی پویا در داده‌های ترکیبی به صورت زیر می‌باشد:

$$Y_{it} = \alpha Y_{it-1} + \beta X_{it} + \mu_i + v_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (25)$$

که در آن Y_{it} بردار متغیر وابسته، X_{it} بردار متغیر مستقل (توضیحی)، μ_i عامل خطا مربوط به مقاطع، v_{it} عامل خطای i ام در زمان t است.

اندرسون و هسیاو (۱۹۸۲) این الگوها را به‌طور گسترده‌ای بررسی کردند. از آنجایی که Y_{it} تابعی از μ_i است، Y_{it-1} نیز تابعی از μ_i است، به عبارتی با اجزای خطا همبسته است. از این رو Y_{it-1} با اجزای خطا همبسته است. این موضوع نشان می‌دهد که تخمین‌زن OLS دارای تورش و ناسازگاری است، حتی اگر v_{it} ها به‌طور سریالی همبسته نباشند، برای تخمین‌زن اثرات ثابت^۳، تبدیل درون‌گروهی موجب حذف μ_i ها می‌شود. اما \hat{Y}_{it-1} هنوز با \hat{v}_{it} همبسته است؛ حتی اگر v_{it} ها به‌طور سریالی همبسته نباشند. آن‌ها برای خلاص شدن از μ_i ها، ابتدا از الگو، تفاضل اول^۴ گرفته و سپس از $\Delta Y_{it-2} = (Y_{it-2} - Y_{it-3})$ یا صرفاً Y_{it-2} به‌عنوان متغیر ابزاری^۵ برای

1. Arellano & Bond
2. Arellano & Bover
3. Fixed Effects
4. First Difference
5. Instrument Variable



$\Delta Y_{it-1} = (Y_{it-1} - Y_{it-2})$ استفاده می‌شود. متغیر ابزاری ΔY_{it} در محل متغیر وابسته و ΔY_{it-1} در محل متغیر با وقفه درون‌زا موجب حذف اثر می‌شود (محمدی و تیرگری سراجی، ۱۳۹۲).

$$(y_{i,t} - y_{i,t-1}) = \alpha(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \beta(X_{i,t} - X_{i,t-1}) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (26)$$

بالتاجی^۱ (۲۰۰۵) بیان کرد که ابتدا اقدام به تفاضل‌گیری می‌شود تا بتوان اثرات مقاطع یا μ_i را به ترتیبی الگو حذف کرد و در مرحله دوم از پسماندهای باقیمانده در مرحله اول برای متوازن کردن ماتریس واریانس-کواریانس استفاده می‌شود. به عبارتی، این روش، متغیرهای تحت عنوان متغیر ابزاری ایجاد می‌کند تا برآوردهای سازگار و بدون تورش داشته باشیم (نورمحمدی و همکاران، ۱۳۹۹). استفاده از این روش برای تخمین مدل، مزیت‌های فراوانی دارد. برای مثال، بک و همکاران^۲ (۲۰۰۰)، استفاده از این تخمین‌زن را برای برطرف کردن واریانس داده‌های سری زمانی بسیار مناسب دانسته‌اند (اسعدی و همکاران، ۱۳۹۸). تخمین‌زن GMM با محاسبه تأثیرات ویژه فردی^۳ مشاهده نشده در مدل (که به صورت وارد کردن متغیر وابسته با وقفه به عنوان یک متغیر توضیحی در مدل انجام می‌شود)، کنترل بهتری بر درون‌زایی کل متغیرهای توضیحی مدل فراهم می‌کنند (یاوری و همکاران، ۱۳۸۹). به طور کلی روش GMM پویا، حداقل به سه دلیل نسبت به روش‌های دیگر مناسب‌تر است. در این روش، می‌توان از متغیرهای درون‌زا نیز استفاده کرد. یکی از راه‌های کنترل درون‌زایی متغیرها، استفاده از متغیر ابزاری است. یک ابزار، زمانی قدرت لازم را خواهد داشت که با متغیر مورد بررسی همبستگی بالایی داشته باشد، درحالی‌که با اجزای خطا همبستگی نداشته باشد. به هر حال، پیدا کردن چنین ابزاری بسیار مشکل است. مزیت روش GMM این است که اجازه می‌دهد از وقفه این متغیرها به عنوان ابزارهای مناسبی جهت کنترل درون‌زایی استفاده شود. دومین مزیت این روش، آن است که می‌توان پویایی‌های موجود در متغیر مورد بررسی را در مدل لحاظ کرد و سومین مزیت اینکه این

1. Baltagi
2. Beck et al
3. Individual Specific Effects



روش، در همه داده‌های سری زمانی، مقطعی و پانلی قابل استفاده است (مهدوی و جعفری قدسی، ۱۳۹۸: ۱۷).

بنابراین برای این پژوهش می‌توان فرم سنجی روش پانل دیتا با گشتاورهای تعمیم‌یافته GMM را به فرم‌های زیر نوشت:

$$CSGDP_{it} = \alpha_{it} \times CSGDP(-)_{it} + \beta_1 \times RGDPpc_{it} + \beta_2 \times Popgrowth_{it} + \beta_3 \times YouthDR_{it} + \beta_4 \times Old-ageDR_{it} + v_{it} + \mu_i \quad (27)$$

با تفاضل‌گیری مرتبه اول از عبارت فوق به صورت زیر خواهد شد:

$$\Delta CSGDP_{it} = \alpha_{it} \times \Delta CSGDP(-)_{it} + \beta_1 \times \Delta RGDPpc_{it} + \beta_2 \times \Delta Popgrowth_{it} + \beta_3 \times \Delta YouthDR_{it} + \beta_4 \times \Delta Old-ageDR_{it} + \Delta v_{it} + \mu_i \quad (28)$$

بر اساس مطالعه احمدی و همکاران (۱۳۹۵) با تبدیل مدل، تمام متغیرهایی مانند تأثیرات ثابت کشوری که طی زمان ثابت هستند، در مدل حذف می‌شوند. به دلیل درون‌زایی احتمالی سهم مصرف از درآمد و متغیرهای توضیحی و نیز همبستگی بین جزء اخلاص v_{it} و متغیر وابسته با وقفه ناگزیز از استفاده متغیرهای ابزاری هستیم. مقادیر با وقفه متغیرهای توضیحی یا متغیر وابسته به معنی این است که ساختار مدل به صورت پویا تبدیل شده است و علت وارد کردن وقفه‌ها، کندی تعدیل متغیر وابسته است، زیرا تغییرات متغیر توضیحی اغلب بر متغیر وابسته اثرات آنی نمی‌گذارند، بلکه تأثیرگذاری آن‌ها نیازمند زمان است. لذا جهت اجتناب از تورش و ارائه برآوردی سازگار از تخمین‌زننده (GMM)؛ اعتبار شرایط گشتاور^۱ یعنی شرط زیر برآورد خواهد شد:

$$E[\Delta v_{it} CSGDP_{t-k}] = E[\Delta v_{it} RSGDPpc_{it} Popgrowth_{it} YouthDR_{it} Old-ageDR_{it}] = 0 \quad \forall k > 1 \quad (29)$$

تمامی داده‌ها برای ۱۵۸ کشور از بانک جهانی استخراج شده‌اند، همچنین داده‌ها به لحاظ زمانی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۱ را در برمی‌گیرد. بنابراین ۱۵۸ کشور شامل کشورهای: آلبانی، الجزایر، آنگولا، آنتیگوا و باربودا، آرژانتین، ارمنستان، آروبا، استرالیا، اتریش، آذربایجان، باهاما، بحرین، بنگلادش، باربادوس، بلاروس، بلژیک، بلیز، بنین، بوتان، بولیوی، بوسنی و هرزگوین، بوتسوانا، برزیل، برونی دارالسلام، بلغارستان، بورکینافاسو، برونودی، کامبوج، کامرون، کانادا، جمهوری آفریقای مرکزی، چاد، شیلی،

1. Moment Conditions



چین، کلمبیا، کومور، جمهوری دموکراتیک کنگو، جمهوری کنگو، کاستاریکا، ساحل عاج، کرواسی، کوبا، قبرس، چک، دانمارک، جمهوری دومینیکن، اکوادور، مصر، السالوادور، استونی، اسواتینی، فیجی، فنلاند، فرانسه، گابون، گامبیا، گرجستان، آلمان، غنا، یونان، گرینلند، گواتمالا، گینه، گینه بیسائو، هائیتی، هندوراس، هنگ کنگ، مجارستان، ایسلند، هند، اندونزی، جمهوری اسلامی ایران، عراق، ایرلند، ایتالیا، جامائیکا، ژاپن، اردن، قزاقستان، کنیا، کره جنوبی، کویت، جمهوری قرقیزستان، لتونی، لبنان، لیبی، لیتوانی، لوکزامبورگ، ماکائو، ماداگاسکار، مالزی مالی، مالت، موریثانی، موریس، مکزیک، مولداوی، مغولستان، مونته‌نگرو، مراکش، موزامبیک، نامیبیا، نپال، هلند، نیوزیلند، نیکاراگوئه، نیجر، نیجریه، مقدونیه شمالی، نروژ، عمان، پاکستان، پاناما، پاراگوئه، پرو، فیلیپین، لهستان، پرتغال، پورتوریکو، قطر، رومانی، فدراسیون روسیه، رواندا، عربستان سعودی، سنگال، صربستان، سیشل، سیرالئون، سنگاپور، جمهوری اسلواکی، اسلوونی، جزایر سلیمان، آفریقای جنوبی، اسپانیا، سودان، سوئد، سوئیس، جمهوری عربی سوریه، تاجیکستان، تانزانیا، تایلند، تیمور شرقی، توگو، تونگا، تونس، ترکیه، اوگاندا، اوکراین، امارات متحده عربی، بریتانیا، ایالات متحده، اروگوئه، ازبکستان، وانواتو، ویتنام، جزایر ویرجین، کرانه باختری و غزه و زیمبابوه می‌باشند.

معرفی متغیرها و آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده در مدل

در جدول زیر به معرفی متغیرهای به کار گرفته شده برای اقتصاد ایران در سطح کلان و گروه کشورها (۱۵۸ کشور) پرداخته شده است:

جدول ۱: معرفی متغیرها در سطح کلان

Table 1. Introduction of Variables at the Macro Level

علامت	متغیر	
<i>CSGDP</i>	Consumption, share in GDP	سهم مصرف از درآمد
<i>RSGDPpc</i>	Real GDP per capita	درآمد سرانه
<i>Popgrowth</i>	population growth	رشد جمعیت
<i>YouthDR</i>	Youth dependency ratio	نرخ وابستگی جوانان
<i>Old – ageDR</i>	Old-age dependency ratio	نرخ وابستگی سالمندان

منبع: یافته‌های تحقیق



به منظور درک بهتر از جامعه مورد بررسی پژوهش و آشنایی بیشتر با متغیرهای پژوهش حاضر، بهتر است از قبل از ارائه آمار استنتاجی و تجزیه و تحلیل داده‌ها، توصیف آماری متغیرهای مورد بررسی ارائه شود. آمار توصیفی داده‌ها، گامی در جهت شناخت و تبیین توزیع پراکنش داده‌ها و پایه‌ای برای تعیین روابط بین متغیرهایی است که در پژوهش به کار می‌رود (قلی‌زاده و منوچهری، ۱۴۰۱: ۵۵). در جدول زیر آمار توصیفی متغیرهای استفاده شده در مدل برای کشور ایران آورده شده است:

جدول ۲: آمار توصیفی متغیرهای استفاده شده در مدل برای کشور ایران در دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱

Table 2. Descriptive Statistics of the Variables Used in the Model for Iran in the Period from 1960 to 2021

<i>Old – ageDR</i>	<i>YouthDR</i>	<i>Popgrowth</i>	<i>RSGDPpc</i>	<i>CSGDP</i>	
۷/۰۰۲۷۹۱	۶۴/۴۲۲۹۱	۲/۲۹۱۶۵۶	۴۴۹۶/۰۱۹	۶۹/۴۳۶۹۰	میانگین
۶/۶۲۲۹۴۴	۷۹/۵۱۸۱۰	۲/۵۴۸۳۶۱	۴۳۵۶/۲۷۲	۶۷/۹۰۴۷۲	میانه
۱۰/۷۱۷۴۱	۸۵/۷۲۶۵۳	۴/۹۵۲۰۵۸	۷۶۲۲/۳۴۵	۹۲/۳۵۸۹۶	ماکزیمم
۵/۸۰۳۱۷۷	۳۰/۵۸۰۴۵	۰/۳۸۴۶۹۵	۲۳۴۸/۴۳۰	۵۰/۹۰۲۳۴	مینیمم
۱/۰۶۵۷۳۵	۲۲/۰۶۹۱۸	۱/۰۵۷۷۰۲	۱۱۹۰/۵۶۳	۱۱/۲۹۲۳۰	انحراف معیار
۱/۷۲۴۲۴۴	-۰/۵۵۲۸۶۸	۰/۲۷۲۶۲۹	۰/۴۸۱۰۲۶	۰/۲۶۰۴۶۵	چولگی
۵/۸۲۹۲۶۷	۱/۴۷۷۹۰۷	۲/۴۰۵۲۷۷	۲/۷۹۸۱۵۲	۱/۹۷۹۹۷۰	کشیدگی

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس جدول فوق میانگین سهم مصرف از درآمد برای کشور ایران در دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱ کشور ایران (۶۹/۴۳۶۹۰)، میانگین درآمد سرانه (۴۴۹۶/۰۱۹)، میانگین رشد جمعیت (۲/۲۹۱۶۵۶)، نرخ وابستگی جوانان (۶۴/۴۲۲۹۱) و نرخ وابستگی سالمندان برابر با (۷/۰۰۲۷۹۱) بوده است. میانه متغیر سهم مصرف از درآمد برابر با ۶۷/۹۰۴۷۲ و انحراف معیار این متغیر (۱۱/۲۹۲۳۰) می‌باشد. لذا در جدول زیر آمار توصیفی متغیرهای استفاده شده در مدل برای ۱۵۸ کشور قابل نمایان است:



جدول ۳: آمار توصیفی متغیرهای استفاده شده در مدل برای ۱۵۸ کشور منتخب در دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۱

Table 3. Descriptive Statistics of the Variables Used in the Model for 158 Selected Countries in the Period from 2001 to 2021

<i>Old – ageDR</i>	<i>YouthDR</i>	<i>Popgrowth</i>	<i>RSGDPpc</i>	<i>CSGDP</i>	
۱۲/۹۵۴۵۹	۴۶/۶۳۲۴۶	۱/۳۴۸۶۰۳	۱۴۳۸۰/۶۳	۷۹/۹۳۱۰۶	میانگین
۹/۱۵۴۳۱۵	۳۹/۸۹۹۰۵	۱/۲۳۸۶۱۰	۵۳۶۶/۴۹۰	۷۹/۳۹۶۰۴	میانه
۵۰/۹۷۱۳۰	۱۰۶/۸۹۳۸	۱۹/۳۶۰۴۳	۱۱۲۴۱۷/۹	۲۳۶/۸۵۹۶	ماکزیمم
۰/۱۹۹۷۷۴	۱۵/۷۴۴۳۹	-۶/۸۵۲۱۱۸	۲۶۱/۰۱۹۴	۲۴/۴۵۰۳۹	مینیمم
۸/۷۶۳۳۲۴	۲۳/۳۷۲۲۲	۱/۵۸۳۲۱۹	۱۹۰۳۲/۷۷	۱۷/۲۲۲۲۴	انحراف معیار
۰/۹۲۵۲۳۴	۰/۶۴۵۱۰۰	۲/۴۹۵۳۵۸	۱/۹۵۹۲۷۰	۰/۶۹۶۳۴۸	چولگی
۲/۹۱۱۴۴۶	۲/۱۳۱۶۲۵	۲۵/۱۳۱۹۱	۷/۰۸۵۹۷۱	۹/۱۲۱۲۳۲	کشدگی

منبع: یافته‌های تحقیق

میانگین سهم مصرف از درآمد برای ۱۵۸ کشور مورد بررسی در دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۱ برابر با (۷۹/۹۳۱۰۶) است. مینیمم سهم مصرف از درآمد برابر با (۲۴/۴۵۰۳۹) که مربوط به کشور قطر در سال ۲۰۱۱ می‌باشد و بیشترین مقدار این متغیر مربوط به کشور تیمور شرقی در سال ۲۰۰۲ که میزان آن (۲۳۶/۸۵۹۶) است. متغیر درآمد سرانه میانگین آن برابر با (۱۴۳۸۰/۶۳)، بیشترین مقدار درآمد سرانه (۱۱۲۴۱۷/۹) مربوط به کشور لوکزامبورگ در سال ۲۰۰۷ است و کمترین میزان درآمد سرانه (۲۶۱/۰۱۹۴) کشور برونودی در سال ۲۰۲۱ می‌باشد. متغیر رشد جمعیت میانگین آن برای ۱۵۸ کشور در دوره ۲۱ سال بررسی شده برابر با (۱/۳۴۸۶۰۳)، کمترین میزان رشد جمعیت (۶/۸۵۲۱۱۸-) را کشور سوریه در سال ۲۰۱۴ و بیشترین مقدار رشد جمعیت مربوط به کشور قطر در سال ۲۰۰۷ با میزان (۱۹/۳۶۰۴۳) است. نرخ وابستگی جوانان میانگین آن (۴۶/۶۳۲۴۶)، کمترین میزان این متغیر کشور ماکائو در سال ۲۰۱۱ برابر با (۱۵/۷۴۴۳۹) و بیشترین میزان این متغیر کشور اوگاندا (۱۰۶/۸۹۳۸) در سال ۲۰۰۱ می‌باشد. میانگین نرخ وابستگی سالمندان برابر با (۱۲/۹۵۴۵۹) است. مینیمم نرخ وابستگی سالمندان برابر با (۰/۱۹۹۷۷۴) که مربوط به کشور امارات در سال ۲۰۰۹



می‌باشد و بیشترین مقدار این متغیر مربوط به کشور ژاپن در سال ۲۰۲۱ که میزان آن (۵۰/۹۷۱۳۰) است.

یافته‌ها

از بنیادی‌ترین اصول هر مطالعه و پژوهش علمی، تجزیه و تحلیل حاصل از تخمین الگوها می‌باشد. در این قسمت به تجزیه و تحلیل نتایج حاصل از الگوی ARDL برای کشور ایران و GMM برای گروه کشورها پرداخته شده است.

تجزیه و تحلیل نتایج حاصل الگوی ARDL

روش مورد استفاده در پژوهش حاضر توصیفی و از نوع همبستگی و رگرسیونی می‌باشد که در آن از داده‌های سری زمانی برای دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱ (۶۲ سال) کشور ایران بر مبنای داده‌های بانک جهانی استفاده شده است. برای برآورد مدل از تکنیک خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) در نرم‌افزار مایکروفیت استفاده شده است.

دلیل استفاده از این تکنیک این است که در کنار تخمین پویایی‌های کوتاه‌مدت مدل، ارتباط بلندمدت متغیرهای مدل نیز برآورد می‌شود. پسران و شین، ثابت می‌کنند که اگر بردار هم انباشتگی از به‌کارگیری روش حداقل مربعات بر یک رابطه خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) به دست آید، علاوه بر اینکه برآوردگر حداقل مربعات توزیع نرمال دارد، در نمونه‌های کوچک نیز از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار خواهد بود (قلی‌زاده و منوچهری، ۱۴۰۱: ۵۳-۵۴).

۱-۱-۵- نتایج حاصل از تخمین پویا (کوتاه‌مدت)

در بررسی آثار کوتاه‌مدت اثر متغیرهای درآمد سرانه، رشد جمعیت، نرخ وابستگی جوانان و نرخ وابستگی سالمندان بر سهم مصرف از درآمد از الگوی ARDL کمک گرفته شده است که نتایج حاصل از این الگو در جدول زیر قابل رؤیت می‌باشد:



جدول ۴: اثر متغیرهای مستقل بر سهم مصرف از درآمد ایران در کوتاه مدت

Table 4. The Effect of Independent Variables on the Consumption, Share in GDP of Iran in the Short Term

متغیر	ضریب	انحراف معیار	t	آماره احتمال	سطح معنی داری
<i>CSGDP(-1)</i>	۰/۳۷۵۴۷	۰/۱۲۴۱۴	۳/۰۲۴۶		۰/۰۰۴
<i>RSGDPpc</i>	-۰/۰۰۶۴۸۵۷	۰/۰۰۱۱۲۷۱	-۵/۷۵۴۴		۰/۰۰۰
<i>RSGDPpc(-1)</i>	۰/۰۰۳۸۴۵۱	۰/۰۰۱۳۳۷۴	۲/۸۷۵۲		۰/۰۰۶
<i>Popgrowth</i>	۰/۱۳۰۶۷	۰/۹۲۶۵۴	۰/۱۴۱۰۳		۰/۸۸۸
<i>Popgrowth(-1)</i>	۲/۷۲۷۹	۰/۹۸۲۰۰	۲/۷۷۷۹		۰/۰۰۸
<i>YouthDR</i>	۱/۰۷۰۹	۰/۳۹۴۷۹	۲/۷۱۲۵		۰/۰۰۹
<i>YouthDR(-1)</i>	-۰/۹۶۹۳۷	۰/۳۷۹۵۵	-۲/۵۵۴۰		۰/۰۱۴
<i>Old - ageDR</i>	۱/۰۹۳۱	۰/۵۷۳۸۵	۱/۹۰۴۹		۰/۰۶۲
<i>CC</i>	۳۵/۰۵۳۰	۸/۶۶۰۹	۴/۰۴۷۳		۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق حاکی از این است که اثر متغیر سهم مصرف از درآمد با یک وقفه اثر مثبت و معنی داری بر خودش دارد، به نحویکه سهم مصرف از درآمد این دوره متأثر از سهم مصرف از درآمد دوره قبل است که ضریب آن ۰/۳۷ برآورد شده است. درآمد سرانه در دوره جاری تأثیر منفی و معنی داری بر سهم مصرف از درآمد داشته است، درحالی که تأثیر درآمد سرانه با یک وقفه اثر مثبت و معنی داری بر سهم مصرف از درآمد دارد. رشد جمعیت در دوره جاری تأثیر مثبت و غیرمعنی داری بر سهم مصرف از درآمد داشته است، همچنین تأثیر رشد جمعیت با یک وقفه نیز اثر مثبت و معنی داری بر سهم مصرف از درآمد دارد. نرخ وابستگی جوانان در دوره جاری تأثیر مثبت و معنی داری بر سهم مصرف از درآمد دارد. اما تأثیر نرخ وابستگی جوانان با یک وقفه اثر منفی و معنی داری بر سهم مصرف از درآمد دارد. ارتباط مثبت و معنی داری بین متغیر نرخ وابستگی سالمندان و سهم مصرف از درآمد مشاهده شده است، که ضریب آن ۱/۰۹۳۱ برآورد شده است.

لذا در ادامه به برآورد رابطه بلندمدت اثر متغیرهای درآمد سرانه، رشد جمعیت، نرخ وابستگی جوانان و نرخ وابستگی سالمندان بر سهم مصرف از درآمد کشور ایران پرداخته خواهد شد. بنابراین برای برآورد مدل فوق در بلندمدت، ابتدا باید از حصول رابطه تعادلی بلندمدت اطمینان حاصل نمود.



بدین منظور باید ضریب متغیر وابسته با وقفه منهای یک را بر انحراف معیار آن تقسیم کرده و با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر^۱ (۱۹۹۹) مقایسه نمود. آماره موردنظر برای سهم مصرف از درآمد کشور ایران مطابق رابطه زیر به دست می آید:

$$\frac{(0/37547-1)}{0/12414} = -5/0308522$$

مقدار آماره محاسبه شده برابر با $(-5/0308522)$ است که از مقدار آماره بحرانی بنرجی، دولادو و مستر که مقدار آن $(-2/18)$ است، بیشتر می باشد. بنابراین فرضیه H_0 که بیانگر عدم وجود رابطه بلندمدت برای سهم مصرف از درآمد در کشور ایران است، رد می شود و می توان نتیجه گرفت که رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای مدل برقرار است. در ادامه به بررسی تأثیر متغیرهای درآمد سرانه، رشد جمعیت، نرخ وابستگی جوانان و نرخ وابستگی سالمندان بر سهم مصرف از درآمد در بلندمدت پرداخته شده است.

نتایج حاصل از تخمین پویا (بلندمدت)

نتایج محاسبه اثر متغیرهای فوق الذکر بر سهم مصرف از درآمد ایران در بلندمدت در جدول (۵) آورده شده است.

جدول ۵: اثر متغیرهای مستقل بر سهم مصرف از درآمد کشور ایران در بلندمدت

Table 5. The Effect of Independent Variables on the Consumption, Share in GDP of Iran in the Long Term

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی داری
<i>RSGDPpc</i>	-۰/۰۰۴۲۲۸۰	۳E-۰/۵۷۹۸	-۷/۲۹۱۶	۰/۰۰۰
<i>Popgrowth</i>	۴/۵۷۷۱	۱/۰۶۳۵	۴/۳۰۴۰	۰/۰۰۰
<i>YouthDR</i>	۰/۱۶۲۵۱	۰/۰۴۶۳۳۴	۳/۵۰۷۴	۰/۰۰۱
<i>Old - ageDR</i>	۱/۷۵۰۳	۰/۸۲۵۱۵	۲/۱۲۱۲	۰/۰۳۹
CC	۵۶/۱۲۶۵	۸/۵۵۴۶	۶/۵۶۱۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته های تحقیق

نتایج جدول فوق حاکی از این است که درآمد سرانه اثر منفی و معنی داری بر سهم مصرف از درآمد دارد، به نحوی که با افزایش یک درصد در درآمد سرانه، به طور متوسط ۰/۰۰۴۲ سهم مصرف از درآمد

1. Benerjee, Dolado & Mestre



سرانه را در بلندمدت کاهش می‌دهد. رشد جمعیت اثر مثبت و معنی‌داری بر سهم مصرف از درآمد دارد، یعنی با افزایش یک درصد در رشد جمعیت، به‌طور متوسط ۴/۵۷۷۱ سهم مصرف از درآمد را در بلندمدت افزایش می‌دهد. همچنین اثر متغیر نرخ وابستگی جوانان بر سهم مصرف از درآمد، مثبت و معنی‌دار برآورد شده است، به‌گونه‌ای که با افزایش یک درصد در نرخ وابستگی جوانان، به‌طور متوسط ۰/۱۶۲ سهم مصرف از درآمد در بلندمدت افزایش می‌یابد. اثر متغیر نرخ وابستگی سالمندان بر متغیر سهم مصرف از درآمد مثبت و معنی‌دار می‌باشد یعنی با افزایش یک درصد در نرخ وابستگی سالمندان، سهم مصرف از درآمد در بلندمدت به‌طور متوسط ۱/۷۵۰۳ افزایش خواهد یافت.

برآورد الگوی تصحیح خطا (ECM)

از الگوی تصحیح خطا (ECM) جهت بررسی چگونگی تعدیل اختلالات کوتاه‌مدت جهت رسیدن به تعادل بلندمدت استفاده شده است. که نتایج آن در جدول (۶) قابل‌رؤیت است:

جدول ۶: نتایج محاسبه شده مدل تعدیل

Table 6: Calculated Results of Adjustment Model

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
<i>dRSGDPpc</i>	-۰/۰۰۶۴۸۵۷	۰/۰۰۱۱۲۷۱	-۵/۷۵۴۴	۰/۰۰۰
<i>dPopgrowth</i>	۰/۱۳۰۶۷	۰/۹۲۶۵۴	۰/۱۴۱۰۳	۰/۸۸۸
<i>dYouthDR</i>	۱/۰۷۰۹	۰/۳۹۴۷۹	۲/۷۱۲۵	۰/۰۰۹
<i>dOld - ageDR</i>	۱/۰۹۳۱	۰/۵۷۳۸۵	۱/۹۰۴۹	۰/۰۶۲
<i>dCC</i>	۳۵/۰۵۳۰	۸/۶۶۰۹	۴/۰۴۷۳	۰/۰۰۰
<i>ecm(-1)</i>	-۰/۶۲۴۵۳	۰/۱۲۴۱۴	-۵/۰۳۱۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از مدل تعدیل به این شرح است که تمامی متغیرها، به جزء متغیر رشد جمعیت در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند (متغیر نرخ وابستگی سالمندان در سطح ۹۰ درصد معنادار است). آنچه‌که در مدل تعدیل دارای اهمیت است، ضریب تصحیح جمله خطا $ECM(-1)$ می‌باشد که عدد آن باید بین منفی یک و صفر باشد، که بیانگر سرعت تعدیل فرایند عدم تعادل است. در اینجا ضریب تعدیل برابر با $(-۰/۶۲۴۵۳)$ برآورد شده است که هم‌جمعی بین متغیرها را تأیید می‌کند. لذا



می‌توان گفت در هر دوره ۶۲ درصد از عدم تعادل سهم مصرف از درآمد تعدیل خواهد شد، به طوری که سهم مصرف از درآمد پس از هرگونه عدم تعادل کوتاه‌مدت، پس از حدود

$$\frac{1}{0.62453} = 1/60.12 \text{ تقریباً } 1/5 \text{ دوره به تعادل بلندمدت خود بازمی‌گردد.}$$

تجزیه و تحلیل روش پانل دیتا (GMM)

علاوه بر اینکه در این پژوهش تجزیه و تحلیل در سطح خرد و کلان برای کشور ایران و بررسی روابط بین متغیرها در کوتاه‌مدت و بلندمدت و همچنین استفاده از الگوی مارکوف- سوئیچینگ جهت بررسی روابط غیرخطی برای کشور ایران استفاده شده است. لذا برای بررسی اینکه آیا این متغیرها به خصوص متغیر نرخ وابستگی سالمندان، تأثیر مثبتی بر سهم مصرف از درآمد در کشورهای دیگر هم دارد، از الگوی پانل دیتا (GMM) استفاده شده است. در بین مدل‌های پانل دیتا، مدل‌های پویا دارای مزایایی بوده، از جمله اینکه پویایی‌ها را در خود دارند و اینکه مقطع و سری مورد بررسی در این پژوهش زیاده بود، یعنی شامل ۲۱ سال (۲۰۰۱ تا ۲۰۲۱) و ۱۵۸ کشور از این الگو جهت تجزیه و تحلیل برآوردها در نرم‌افزار استاتا استفاده شده است.

در روش پانل دیتای پویا با گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، درستی انتخاب متغیرهای ابزاری را باید آزمون نمود، که در این قسمت با استفاده از آزمون سارگان و آرانو و باند، درستی انتخاب متغیرهای ابزاری بررسی شده است. آماره ضریب تعداد مشاهدات، دارای یک توزیع کای دو با درجه آزادی برابر اختلاف تعداد متغیرهای ابزاری و تعداد ضرایب تخمینی است. آماره آزمون سارگان دارای توزیع χ^2 با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد است. در این آزمون، عدم رد فرضیه صفر یعنی عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن متغیر ابزاری را نشان می‌دهد. در جدول زیر نتایج آزمون سارگان برای مدل زیر قابل مشاهده است:

جدول ۷: نتایج آزمون سارگان برای روش پانل دیتای پویا با گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

Table 7: Sargan Test Results for Dynamic Panel Data Method with Generalized Moments (GMM)

آزمون مورد استفاده	آماره کای دو	سطح معنی داری
آزمون سارگان	۱۵۶/۱۲۵۲	۰/۹۹۷۱

منبع: یافته‌های تحقیق



نتایج فوق حاکی از آن است که دلیلی برای رد فرضیه صفر وجود نداشته، یعنی عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن متغیر ابزاری تصدیق شده و صحت مدل فوق قابل تأیید است. از آزمون آرلانو و باند جهت بررسی اینکه جملات خطا باید دارای همبستگی مرتبه اول باشند و نباید دارای همبستگی مرتبه دوم باشند، استفاده شده است. برای بررسی این مسئله از آزمون همبستگی آرلانو و باند برای پسماندها استفاده شده است. در جدول زیر نتایج آزمون آرلانو و باند نشان داده شده است:

جدول ۸: نتایج آزمون آرلانو و باند

Table 8: Arellano and Bond Test Results

سطح معنی داری	آماره Z	آزمون آرلانو و باند
۰/۰۰۰	-۱۴/۳۸	AR(1)
۰/۶۰۶	-۰/۵۱۶۰۱	AR(2)

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون آرلانو و باند نشان داد که جملات خطا دارای همبستگی مرتبه اول می‌باشند و همبستگی مرتبه اول تأیید می‌شود، زیرا که سطح معنی داری آن کمتر از ۰/۰۵ است. در جدول زیر نتایج روش پانل دیتای پویا با گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برای ۱۵۸ کشور در بازه زمانی (۲۰۰۰-۲۰۲۱) قابل مشاهده است:

جدول ۹: نتایج روش GMM برای ۱۵۸ کشور منتخب در بازه زمانی ۲۰۰۰-۲۰۲۱

Table 9: Results of the GMM method for 158 Selected countries in the Period 2000-2021

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره Z	آماره احتمال	فاصله اطمینان
<i>CSGDP(-1)</i>	۰/۷۳۵۳۱۶۱	۰/۰۱۴۹۶۳۱	۴۹/۱۴	۰/۰۰۰	۰/۷۰۵۹۸۸۹ ۰/۷۶۴۶۴۳۳
<i>RSGDPpc</i>	-۰/۰۰۰۲۱۷۱	۰/۰۰۰۰۴۲۱	-۵/۱۶	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۰۲۹۹۵ -۰/۰۰۰۱۳۴۷
<i>Popgrowth</i>	۰/۳۴۲۰۴۳۶	۰/۱۲۵۹۷۵۲	۲/۷۲	۰/۰۰۷	۰/۰۹۵۱۳۶۹ ۰/۵۸۸۹۵۰۴
<i>YouthDR</i>	۰/۲۲۹۳۵۱	۰/۰۲۰۴۹۵	۱۱/۱۹	۰/۰۰۰	۰/۱۸۹۱۸۱۶ ۰/۲۶۹۵۲۰۴
<i>Old - ageDR</i>	۰/۵۴۵۲۳۵۱	۰/۰۵۸۱۲۶۹	۹/۳۸	۰/۰۰۰	۰/۴۳۱۳۰۸۳ ۰/۶۵۹۱۶۱۸

منبع: یافته‌های تحقیق



براساس جدول فوق متغیر وابسته با یک وقفه تأثیر مثبت و معنی داری بر خودش دارد. اثر متغیر درآمد سرانه بر سهم مصرف از درآمد، منفی و معنادار برآورد شده است، به نحویکه با افزایش یک درصد در درآمد سرانه به طور متوسط ۰/۰۰۰۲ سهم مصرف از درآمد در ۱۵۸ کشور کاهش می یابد. از سوی دیگر اثر رشد جمعیت بر سهم مصرف از درآمد مثبت و معنی دار است، به گونه ای با افزایش یک درصد رشد جمعیت، سهم مصرف از درآمد به طور متوسط ۰/۳۴۲ در ۱۵۸ کشور افزایش می یابد. نرخ وابستگی جوانان تأثیر مثبت و معنی داری بر سهم مصرف از درآمد دارد، یعنی با افزایش یک درصد نرخ وابستگی جوانان، سهم مصرف از درآمد به طور متوسط ۰/۲۲۹ افزایش خواهد داد. همچنین نرخ وابستگی سالمندان رابطه مثبت و معناداری بر سهم مصرف از درآمد دارد، یعنی با افزایش یک درصد نرخ وابستگی سالمندان، سهم مصرف از درآمد، را به طور متوسط ۰/۵۴۵ در ۱۵۸ کشور خواهد افزود. به ترتیب متغیرهای نرخ وابستگی سالمندان، رشد جمعیت، نرخ وابستگی جوانان، درآمد سرانه بر سهم مصرف از درآمد در ۱۵۸ کشور نقش داشته اند.

جمع بندی نتایج حاصل از برآورد الگوها

در تدوین این پژوهش اثر متغیرهای درآمد سرانه، رشد جمعیت، نرخ وابستگی جوانان، نرخ وابستگی سالمندان بر سهم مصرف از درآمد برای کشور ایران در دوره ۱۹۶۰-۲۰۲۱ و برای ۱۵۸ کشور مورد بررسی طی دوره ۲۰۰۱-۲۰۲۱ که با سه روش رگرسیونی برآورد گردیده است. در این قسمت به مقایسه روابط متغیرها با سهم مصرف از درآمد و به تفسیر حاصل از این الگوها پرداخته شده است که در جدول شماره (۱۰) خلاصه ای از این مقایسه را آورده شده است:

جدول ۱۰: مقایسه روابط متغیرها با سهم مصرف از درآمد

Table 10. Comparison of Relationships Between Variables with Consumption, Sshare in GDP

متغیر	ARDL		GMM
	کوتاه مدت	بلند مدت	
<i>RS GDPpc</i>	(-), معنی دار	(-), معنی دار	(-), معنی دار
<i>Popgrowth</i>	(+), غیر معنی دار	(+), معنی دار	(+), معنی دار
<i>YouthDR</i>	(+), معنی دار	(+), معنی دار	(+), معنی دار
<i>Old - ageDR</i>	(+), معنی دار	(+), معنی دار	(+), معنی دار

منبع: یافته های تحقیق



نتایج جدول فوق بیانگر این است که درآمد سرانه تأثیر منفی و معنی‌دار با سهم مصرف از درآمد دارد، مشخص است که هر چه درآمد افزایش یابد، $\frac{C}{Y}$ سهم مصرف از درآمد کاهش خواهد یافت. رشد جمعیت در مدل‌های برآورد شده تأثیر مثبتی بر سهم مصرف از درآمد دارد، در جامعه‌ای که رشد جمعیت آن در حال افزایش است، مصرف آن جامعه نیز افزایش می‌یابد که به تبع آن تقاضای داخلی بیشتری ایجاد می‌شود که تأثیر مثبتی بر اقتصاد دارد. نرخ وابستگی جوانان در تمامی الگوها تأثیر مثبت و معنی‌داری بر $\frac{C}{Y}$ دارد. زیرا که افراد در سنین کودکی و نوجوانی مصرف بیشتری نسبت به درآمد دارند. نرخ وابستگی سالمندان تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سهم مصرف از درآمد یا $\frac{C}{Y}$ دارد، چون‌که این افراد در سنین خارج از سن کار هستند و بازنشسته هستند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه مودیگیلانی برای کشور ایران و گروه کشورهای صدق می‌کند. در خصوص معمای مصرف بازنشستگی، بر اساس نتایج جداول فوق می‌توان اظهار داشت که در ایران و گروه کشورها با افزایش سن مصرف افزایش می‌یابد.

بحث و نتیجه‌گیری

دو نظریه در رابطه با مصرف پس از بازنشستگی وجود دارد، به عبارت دیگر یعنی، بسیاری از پژوهشگران اعتقاد دارند که با افزایش سن مصرف هم افزایش می‌یابد. درحالی‌که برخی عکس این نظریه، معتقدند که افزایش سن (پس از بازنشستگی) کاهش شدید و ناگهانی مصرف را به همراه دارد. از این رو این پژوهش به بررسی اثر ساختار جمعیت بر مصرف چرخه زندگی برای دو دوره زمانی متفاوت انجام شده است، برای کشور ایران در سال ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱ با استفاده از الگوی ARDL و برای گروه کشورهای (۱۵۸ کشور) در سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۱ با استفاده از الگوی GMM خواهد پرداخت. نتایج هر دو الگو حاکی از این است که درآمد سرانه تأثیر منفی و معنی‌داری بر سهم مصرف از درآمد داشته است و اثر متغیرهای رشد جمعیت، نرخ وابستگی جوانان و نرخ وابستگی سالمندان تأثیر مثبتی بر سهم مصرف از درآمد داشته است. همچنین نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطا برای



کشور ایران نشان داد که سهم مصرف از درآمد پس از هرگونه عدم تعادل کوتاهمدت پس از حدود تقریباً ۱/۵ دوره به تعادل بلندمدت خود باز می‌گردد. در مجموع می‌توان گفت فرضیه چرخه زندگی برای کشور ایران و گروه کشورها تایید شده است. در خصوص معمای مصرف بازنشستگی می‌توان اظهار داشت که در ایران و گروه کشورها با افزایش سن، مصرف افزایش می‌یابد.

منابع

- ابراهیمی، مریم، و نصیری، مجید (۱۳۹۸). بررسی رابطه میان رشد اقتصادی و محیط زیست ایران با رویکرد ARDL. *اقتصاد کاربردی*، ۹(۲۹)، ۴۵-۵۸. <https://sid.ir/paper/950917/fa>.
- احمدی، علی‌اکبر، رستمی‌نیا، محمداسماعیل، و غیبی، علیرضا (۱۳۹۵). اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب درحال توسعه و کشورهای توسعه‌یافته با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته GMM. *فصلنامه اقتصاد مالی*، ۱۰(۳۶)، ۱۵-۳۲. <https://sid.ir/paper/229235/en>.
- اسعدی، زهرا، دشتبان فاروجی، مجید و خوشنودی، عبدالله (۱۳۹۸). تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد شهری و روستایی در ایران: رویکرد GMM. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱۱(۴)، ۷۱-۹۸. https://jae.marvdasht.iau.ir/article_3845.html?lang=en.
- اسماعیلی خوشمردان، علی، و اکبری افروزی، رقیه (۱۳۹۶). بررسی اثر کوتاهمدت و بلندمدت ثروت بر مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده. *مجله اقتصادی*، ۱۷(۲)، ۳۷-۵۷. <http://ejip.ir/article-1-973-fa.html>.
- امامقلی‌پور، سارا، و عاقلی، لطفعلی (۱۳۹۱). تأثیر ثروت بر مصرف بخش خصوصی در ایران. *مدلسازی اقتصادی*، ۶(۲)، ۶۱-۸۱. <https://sanad.iau.ir/en/Journal/eco/Article/555469?jid=555469>.
- انصاری نسب، مسلم و تراب، فاطمه (۱۳۹۴). بررسی آثار کوتاهمدت و بلندمدت مالیات بر مصرف و مالیات بر درآمد بر مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران. *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۳(۱۲)، ۵۷-۷۸. <http://qjefp.ir/article-1-270-fa.html>.
- بابکی، روح‌اله، حاج امینی، مهدی، زارع، محمدحسن و عفتی، مهناز (۱۴۰۰). اثر درون‌رانی یا برون‌رانی سرمایه‌گذاری مستقیم بر سرمایه‌گذاری داخلی در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا. *نشریه علمی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۹(۹۷)، ۳۳۷-۳۶۹. <http://qjerp.ir/article-1-2698-fa.html>.
- باستانی‌فر، ایمان (۱۳۹۳). آزمون ناسازگاری زمانی در اقتصاد ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۲۹(۴)، ۶۹۹-۷۲۷. [doi: https://doi.org/10.22059/jte.2014.53177](https://doi.org/10.22059/jte.2014.53177).
- باستانی‌فر، ایمان، و هادوی‌نی‌ا، علی‌اصغر (۱۳۹۵). پدیده ناسازگاری زمانی و راهکارهای پیشنهادی اقتصاد اسلامی. *مطالعات اقتصاد اسلامی*، ۹(۱)، ۱۱۹-۱۴۸. <https://doi.org/10.30497/ies.2016.1900>.



- برزگر بفرویی، کاظم، اهالی آبا، مرضیه، و محمدی قلعه تکی، سمیه (۱۳۹۴). رابطه حمایت اجتماعی و شوخ طبعی با امید به زندگی در سالمندان شهر یزد. *فصلنامه پرستاری سالمندان*، ۱(۴)، ۲۴-۳۵.
<http://jgn.medilam.ac.ir/article-1-131-fa.html>
- تشکینی، احمد (۱۳۸۴). اقتصادسنجی کاربردی به کمک microfit. تهران، موسسه فرهنگی هنری دیباگران.
<https://www.gisoom.com/book/1356183>
- جلایی، سیدعبدالمجید، قاسمی، امین، و ستاری، امید (۱۳۹۴). شبیه سازی تابع مصرف و پیش بینی میزان مصرف ایران تا افق ۱۴۰۴ با استفاده از الگوریتم ژنتیک و الگوریتم بهینه سازی انبوه ذرات (PSO). *فصلنامه پژوهش های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۵(۲)، ۲۷-۴۷.
<http://ecor.modares.ac.ir/article-18-5314-fa.html>
- خلدیو، یسری و عسگری، حشمت اله (۱۳۹۹). برآورد پتانسیل تجاری میان ایران و گروه دی هشت با استفاده از روش SGMM (کاربردی از مدل جاذبه). *فصلنامه مدل سازی اقتصادسنجی*، ۵(۲)، ۹۵-۱۱۷.
<https://doi.org/10.22075/jem.2020.20278.1459>
- دار، ام البنین و سیده محبوبه، جعفری، (۱۳۹۹). بررسی تأثیر رفتار احساسی سرمایه گذاران و سهام شناور آزاد بر بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM). *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گذاری*، ۹(۳۴)، ۳۱۷-۳۳۱.
<https://sid.ir/paper/386332/en>
- دارابی، سعداله، میرزایی، محمد، و راغفر، حسین (۱۳۹۳). اثر سالخوردگی جمعیت بر تقاضای مصرف در نقاط شهری ایران: دوره ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۱. *نامه انجمن جمعیت شناسی ایران*، ۹(۱۸)، ۱۱۹-۱۴۴.
https://www.jpaiassoc.ir/article_23423.html
- دهقان دهنوی، محمدعلی، بت شکن، محمدهاشم، سلیمی، محمدجواد و باقری، کوپائی میثم (۱۴۰۰). بررسی تأثیر شاخص های کالایی جهانی منتخب بر شاخص استخراج کانه های فلزی بورس اوراق بهادار تهران. *نشریه چشم/انداز مدیریت مالی*، ۱۱(۳۳)، ۸۵-۱۱۲.
<https://doi.org/10.52547/jfmp.11.33.85>
- زراءنژاد، منصور، و منصوری سیدامین (۱۳۹۵). برآورد تابع مصرف آندو-مودیگلیانی با لحاظ انواع ثروت در ایران. *فصلنامه پژوهش های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۶(۳)، ۱۳۱-۱۵۳.
<http://ecor.modares.ac.ir/article-18-7536-fa.html>
- شیری، محمد (۱۳۹۴). مطالعه تأثیر ساختار جمعیت و تحولات جمعیتی - اجتماعی خانوار بر تغییرات الگوی مصرف در ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۳-۹۲. پایان نامه دکتری، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه تهران.
- عرب مازار، عباس و کشوری شاد، علی (۱۳۸۴). بررسی اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر رشد اقتصادی. *فصلنامه پژوهش های اقتصادی*، ۵(۱۵)، ۲۷-۵۱.
<https://sid.ir/paper/86561/fa>



- علی‌پور، بهزاد، پدram مهدی، و چراغیان، ایمان (۱۳۹۲). بررسی تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت اندازه دولت بر رشد اقتصادی ایران طی ۱۳۵۳-۱۳۹۰ (با استفاده از آزمون کرانه‌ها). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۸(۵۴)، ۲۷-۵۳. https://ijer.atu.ac.ir/article_2799.html?lang=en
- فیضی، عمار، ترکی، اکبر، و رفیعی، سارا (۱۳۹۹). معیارهای رشد و مراحل چرخه عمر خانواده در ایران. *مجله نخبگان علوم و مهندسی*، ۵(۶)، ۸۰-۹۱. <https://sid.ir/paper/526447/fa>
- قاسمی، حامد، براری چناری، عباس و یوسف (۱۴۰۰). بررسی مفهوم مصرف‌کننده در بورس اوراق بهادار. *فصلنامه تحقیقات حقوقی*، ۲۴(۹۳)، ۱۱۹-۱۴۲. <https://doi.org/10.22034/jlr.2019.169469.1320>
- قاسمی نسب، سمیرا، مداح، مجید، عرب مازار، عباس و ایزدخواستی، حجت (۱۴۰۰). تحلیل اثرات نرخ مالیات بر درآمد نیروی کار و عایدی سرمایه بر متغیرهای کلان اقتصادی: در قالب مدل نسل‌های همپوشان، رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی. *نشریه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۹(۹۹)، ۱۰۷-۱۵۱. <http://qjerp.ir/article-1-3082-fa.html>
- قلی‌زاده، علی‌اکبر، و منوچهری، صلاح‌الدین (۱۴۰۱). برآورد تقاضای مصرفی مسکن در ایران. *سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۱(۱)، ۴۰-۶۷. <https://doi.org/10.34785/J025.2022.002>
- قوبدل، صالح، و میرغیائی مرادی، نسیم (۱۳۹۶). پیری جمعیت، امید زندگی و رشد اقتصادی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۲(۷۳)، ۱۵۹-۱۹۶. <https://doi.org/10.22054/ijer.2018.8302>
- کامران‌پور، سعید، زراءنژاد، منصور و ابراهیمی، صلاح (۱۳۹۸). برآورد تابع مصرف بخش خصوصی در ایران با رویکرد اقتصاد اسلامی. *جستارهای اقتصادی ایران*، ۱۶(۳۲)، ۱۹۳-۲۱۰. [doi: ۱۰.۳۰۴۷۱/iee.۲۰۱۹.۵۴۹۷.۱۷۷۵](https://doi.org/10.30471/iee.2019.5497.1775)
- کوششی، مجید و نیاکان، لیلی (۱۴۰۰). برآورد و تحلیل نخستین سود جمعیتی در ایران. *نامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران*، ۱۶(۲۲)، ۷-۳۹. <https://doi.org/10.22034/jpai.2022.549641.1223>
- محمدی، حسین، و سراجی، تیرگری (۱۳۹۲). بررسی ارتباط میان رشد اقتصادی، آزادسازی تجاری و آلودگی محیط‌زیست: بررسی کشورهای منتخب منطقه خاورمیانه. *اقتصاد محیط‌زیست و انرژی*، ۲(۶)، ۲۸۳-۲۰۷. https://jiece.atu.ac.ir/article_765.html?lang=en
- منادی، فاطمه، سهیلی، کیومرث و اعظمی، سمیه (۱۳۹۷). ارزیابی تأثیر تغییر ساختار سنی جمعیت بر پس‌انداز ملی در ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۹(۳۳)، ۱۸۳-۱۹۶. <https://doi.org/10.30473/egdr.2018.32542.4334>
- مهدوی، ابوالقاسم و جعفری قدوس، آمنه (۱۳۹۸). نقش اندازه بنگاه در اثرگذاری توسعه مالی بر توسعه صنعتی در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۹(۴)، ۱-۲۸. <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-19303-fa.html>



- مهدی‌زاده راینی، محمدجواد، محمدی، حمید، سالارپور، ماشالله، و ضیایی، سامان (۱۴۰۱). بررسی رابطه آزادی اقتصادی و رفاه اجتماعی در ایران بر اساس شاخص آمارتیاسن از رفاه اجتماعی. *اقتصاد مالی*، ۱۶(۱)، ۲۸۱-۳۰۸. <https://sid.ir/paper/964482/en>
- میرزایی، محمد، دارابی، سعداله و باباپور، میترا (۱۳۹۶). سال‌خوردگی جمعیت در ایران و هزینه‌های رو به افزایش بهداشت و درمان. *سالمند، سالمند*، ۱۲(۲)، ۱۵۹-۱۶۹. <http://salmandj.uswr.ac.ir/article-1-1226-fa.html>
- میرمعزی، سیدحسین (۱۳۸۴). الگوی مصرف کلان در جامعه اسلامی. *اقتصاد اسلامی*، ۵(۲۰)، ۳۳-۵۶. https://eghtesad.iict.ac.ir/article_16614.html
- میری، ندا، مداح، مجید، و راغفر، حسین (۱۳۹۷). سالمندی و رشد اقتصادی. *سالمند، سالمند*، ۱۳(۵)، ۶۲۶-۶۳۷. <http://salmandj.uswr.ac.ir/article-1-1695-fa.html>
- ناجی اصفهانی، صیرفی، محمدرضا، و کراسکیان موجمباری، آدیس (۱۳۹۹). اثربخشی مداخله فعال‌سازی رفتاری بر افزایش رفتارهای خودمراقبتی و امید به زندگی سالمندان. *روانشناسی پیری*، ۶(۲)، ۹۳-۱۰۵. https://journals.razi.ac.ir/article_1482.html?lang=en
- نصرالهی وسطی، لیلا، و آقایاری هیر، توکل (۱۳۹۶). تحلیل دینامیکی جمعیت و پیامدهای اقتصادی آن با استفاده از رویکرد سیستمی. *توسعه اجتماعی (توسعه انسانی سابق)*، ۱۱(۳)، ۱۶۷-۱۹۴. <https://doi.org/10.22055/qjdsd.2017.12828>
- نورمحمدی، خسرو، عرب مازار، عباس، و مهرگان و پرتویی، نادر (۱۳۹۹). تحلیل اثرگذاری مخارج دولت بر نابرابری درآمدی در استان‌های کشور (روش GMM). *اقتصاد مالی*، ۱۴(۵۳)، ۱-۱۹. <https://www.sid.ir/paper/387025/en>
- Adegboyega, S. B., & Oladeji, S. I. (2021). The Effect of Saving-Investment Nexus on Current Account Balance in Nigeria: An Implication for the Life-Cycle Hypothesis. *Tanzanian Economic Review*, 10(2). <https://journals.udsm.ac.tz/index.php/ter/article/view/3868>
- Ameriks, J., Caplin, A., & Leahy, J. (2003). Wealth accumulation and the propensity to plan. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(3), 1007-1047. <https://doi.org/10.1162/00335530360698487>
- Ando, A., & Modigliani, F. (1963). The "life cycle" hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *The American economic review*, 53(1), 55-84. <https://www.jstor.org/stable/1817129>
- 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://doi.org/10.2307/2297968>
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics*, 68(1), 29-51. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)
- Baltagi, B. (2005). *Econometric analysis of panel data*, Third Edition, McGraw-Hill. <https://link.springer.com/book/10.1007/978-3-030-53953-5>
- Banks, J., Blundell, R., & Tanner, S. (1998). Is there a retirement-savings puzzle? *American Economic Review*, 769-788. <https://www.jstor.org/stable/117005>



- Bao, Z. G., & Chan, W. L. (1989). A semigroup approach to age-dependent population dynamics with time delay. *Communications in Partial Differential Equations*, 14(6), 809-832. <https://doi.org/10.1080/03605308908820630>
- Battistin, E., Brugiavini, A., Rettore, E., & Weber, G. (2009). The retirement consumption puzzle: evidence from a regression discontinuity approach. *American Economic Review*, 99(5), 2209-2226. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.99.5.2209>
- Belaïd, F., Rault, C., & Massié, C. (2022). A life-cycle theory analysis of French household electricity demand. *Journal of Evolutionary Economics*, 32(2), 501-530. <https://link.springer.com/article/10.1007/s00191-021-00730-x>
- Bernheim, B. D. (1994). Comment on 'Some thoughts on savings.'. *Studies in the economics of aging*, 143-79. <https://www.nber.org/system/files/chapters/c7342/c7342.pdf>
- Bernheim, B. D., Skinner, J., & Weinberg, S. (2001). What accounts for the variation in retirement wealth among US households? *American Economic Review*, 91(4), 832-857. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.91.4.832>
- Blau, D. M. (2008). Retirement and consumption in a life cycle model. *Journal of Labor Economics*, 26(1), 35-71. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/522066>
- Bloom, D. E., & Eggleston, D. C. K. (2015). Human Capital & Ageing. *Harvard School of Public Health, Boston, Massachusetts*.
- Bodenhorn, H. (2021). *Were Late-Nineteenth-Century, Small-Town Americans Life-Cycle Savers?* (No. w28810). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.1080/1081602X.2022.2038654>
- Börsch-Supan, A. H., Härtl, K., & Leite, D. N. (2017). Who cares about the day after tomorrow? Pension issues when households are myopic or time inconsistent. *Pension Issues When Households are Myopic or Time Inconsistent (January 11, 2017)*. Max Planck Institute for Social Law and Social Policy Discussion Paper, (01-2017). https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2898252
- Browning, M., & Crossley, T. F. (2001). The life-cycle model of consumption and saving. *Journal of Economic Perspectives*, 15(3), 3-22. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.15.3.3>
- Chen, H. J., & Miyazaki, K. (2019). Labor productivity, labor supply of the old, and economic growth. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/97372>
- Choi, K. H., & Shin, S. (2015). Population aging, economic growth, and the social transmission of human capital: An analysis with an overlapping generations model. *Economic modelling*, 50, 138-147. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.05.015>
- Coleman, A. (2006, November). The life-cycle model, savings and growth. In *Reserve Bank workshop on "Housing, savings, and the household balance sheet* (Vol. 14). <https://www.rbnz.govt.nz/media/project/sites/rbnz/files/events/14nov06/2895718.pdf>
- De Nardi, Mariacristina, Eric French, and John B. Jones. "Why do the elderly save? The role of medical expenses." *Journal of political economy* 118, no. 1 (2010): 39-75. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/651674>
- Ekeland, I., & Lazrak, A. (2006). Being serious about non-commitment: subgame perfect equilibrium in continuous time. *ArXiv preprint math/0604264*. <https://doi.org/10.48550/arXiv.math/0604264>
- Ekeland, I., & Pirvu, T. A. (2008). Investment and consumption without commitment. *Mathematics and Financial Economics*, 2(1), 57-86. <https://link.springer.com/article/10.1007/s11579-008-0014-6>



- Engen, E. M., Gale, W. G., & Scholz, J. K. (1996). The illusory effects of saving incentives on saving. *Journal of economic perspectives*, 10(4), 113-138. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.10.4.113>
- Engen, E. M., Gale, W. G., Uccello, C. E., Carroll, C. D., & Laibson, D. I. (1999). The adequacy of household saving. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1999(2), 65-187. <https://doi.org/10.2307/2534679>
- Fair, R. C., & Dominguez, K. M. (1987). Effects of the changing US age distribution on macroeconomic equations. <https://www.nber.org/papers/w2280>
- Flavin, M. A. (1981). The adjustment of consumption to changing expectations about future income. *Journal of political economy*, 89(5), 974-1009. <https://doi.org/10.1086/261016>
- Frini, O. (2022). The Life Cycle Hypothesis and Uncertainty: Analyzing Aging Savings Relationship in Tunisia. <https://books.google.com/books?>
- Gale, W. G., & Scholz, J. K. (1994). Intergenerational transfers and the accumulation of wealth. *Journal of Economic Perspectives*, 8(4), 145-160. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.8.4.145>
- Haider, S. J., & Stephens Jr, M. (2007). Is there a retirement-consumption puzzle? Evidence using subjective retirement expectations. *The review of economics and statistics*, 89(2), 247-264. <https://doi.org/10.1162/rest.89.2.247>
- Hall, R. E. (1978). Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence. *Journal of political economy*, 86(6), 971-987. <https://doi.org/10.1086/260724>
- Hurd, M. D., & Rohwedder, S. (2006). Some answers to the retirement-consumption puzzle. <https://www.nber.org/papers/w12057>
- Kelley, A. C., & Schmidt, R. M. (2005). Evolution of recent economic-demographic modeling: A synthesis. *Journal of Population Economics*, 18(2), 275-300. <https://link.springer.com/article/10.1007/s00148-005-0222-9>
- Kotlikoff, L. J. (1988). Intergenerational transfers and savings. *Journal of Economic Perspectives*, 2(2), 41-58. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.2.2.41>
- Kotlikoff, L. J., & Summers, L. H. (1981). The role of intergenerational transfers in aggregate capital accumulation. *Journal of political economy*, 89(4), 706-732. <https://doi.org/10.1086/260999>
- Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1977). Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of political economy*, 85(3), 473-491. <https://doi.org/10.1086/260580>
- Lazear, E. P. (1994). Some thoughts on savings (pp. 143-169). Chicago: University of Chicago Press. <https://www.nber.org/system/files/chapters/c7342/c7342.pdf>
- Lee, R. (2003). The demographic transition: three centuries of fundamental change. *Journal of economic perspectives*, 17(4), 167-190. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/089533003772034943>
- Lee, R. A. (1994). Formal demography of ageing, in Martin L. and Preston S. H. (eds), *Demography of Aging*, National Academies Press. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK236666/>
- Marín-Solano, J., & Navas, J. (2010). Consumption and portfolio rules for time-inconsistent investors. *European Journal of Operational Research*, 201(3), 860-872. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2009.04.005>
- Mason, A. (1987). *National Saving Rates and Population Growth: A New Model and New Evidence. Population growth and economic development: Issues and evidence*. D. G. Johnson and R. D. Lee.



- Social Demography series, Madison, Wis., University of Wisconsin Press: 523-560. <https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=653218>
- Mason, A., & Lee, S. H. (2004). *The demographic dividend and poverty reduction*. Seminar on the Relevance of Population Aspects or the Achievement of the Millennium Development Goals, Population Division, Department of Economic and Social Affairs, United Nations Secretariat, New York, 17-19 November. <https://citeseerx.ist.psu.edu/document?>
- Menchik, P. L., & David, M. (1983). Income distribution, lifetime savings, and bequests. *The American economic review*, 73(4), 672-690. <https://www.jstor.org/stable/1816566>
- Pantaleo, I. M. (2019). Determinants of Consumption Dynamics in Kagera Region in Tanzania, 1991–2010. *Tanzania Economic Review*, 8(1&2). <https://doi.org/10.56279/ter.v8i1&2.33>
- Pesaran, M. H., Shin, Y. and R. J. Smith (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics* (special issue) in honor of J D Sargan on the theme, *Studies in Empirical Macro econometrics*, (eds) D.F. Hendry and M.H Pesaran 16(2): 289-326. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/jae.616>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (1996). *Testing for the 'Existence of a Long-run Relationship'* (No. 9622). Faculty of Economics, University of Cambridge, Cambridge, UK. <https://ideas.repec.org/p/cam/camdae/9622.html>
- Poterba, J. M. (Ed.). (2007). *International comparisons of household saving*. University of Chicago Press. <https://books.google.com/books?>
- Scholz, J. K., Seshadri, A., & Khitatrakun, S. (2006). Are Americans saving “optimally” for retirement? *Journal of political economy*, 114(4), 607-643. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/506335>
- Strotz, R. H. (1955). Myopia and inconsistency in dynamic utility maximization. *The review of economic studies*, 23(3), 165-180. https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-1-349-15492-0_10
- Thaler, R. H., & Benartzi, S. (2004). Save more tomorrow™: Using behavioral economics to increase employee saving. *Journal of political Economy*, 112(S1), S164-S187. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/380085>
- Toh, MH (2001). Savings, capital formation, and economic growth in Singapore. In Mason A. *Population change and economic development in East Asia: challenges met, opportunities seized*. Stanford: Stanford Univ Pr. p 185–208. <https://doi.org/10.1515/9780804779999-012>
- Williamson, J, G. (2001). *Demographic Change, Economic Growth, and Inequality*, In N. Birdsall et al. *Population Matters*, Oxford University Press. https://www.researchgate.net/publication/345946233_Demographic_Change_Economic_Growth_and_Inequality
- Zhao, Q., & Siu, T. K. (2020). Consumption-leisure-investment strategies with time-inconsistent preference in a life-cycle model. *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 49(24), 6057-6079. <https://doi.org/10.1080/03610926.2019.1626426>