Iranian مطالعات جمعیتی Population Studies Journal

Iranian Population Studies Journal
Vol. 8, No. 1 (15), Spring & Summer 2022
Journal Homepage: https://jips.nipr.ac.ir/?lang=en
E-ISSN: 2717-3208 P-ISSN: 2676-5306

Research Paper Received: 28 February 2024 Accepted: 22 June 2024

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

Moslem Ansarinasab *, Abbas Memarzadeh **, Najmeh Bidmal ***

* 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.

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	
RSGDPpc	(-),significant	(-),significant	(-),significant
Popgrowth	(+),non-significant	(+),significant	(+),significant
YouthDR	(+),significant	(+),significant	(+),significant
Old – ageDR	(+),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

Ansarinasab, 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. qjfep 3 (12) :57-78 . [In Persian], http://qjfep.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

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., & Raghofer, 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

Jalaee 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://salmandj.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://jiee.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/qjsd.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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

دوفصلنامه مطالعات جمعیتی
دوره ۸، شماره ۱ (۱۵)، بهار و تابستان ۱۴۰۱
وب‌گاه: https://jips.nipr.ac.ir
شاپای چاپی: ۵۳۰۶-۲۶۷۶ شاپای الکترونیکی: ۳۲۰۸-۲۷۱۷

مطالعات جمعیتی
Iranian Population Studies Journal

مقاله پژوهشی | دریافت: ۱۴۰۲/۱۲/۰۹ | پذیرش: ۱۴۰۳/۰۴/۰۲

بررسی معمای مصرف بازنشستگی در ایران و گروه کشورهای منتخب

مسلم انصاری‌نسب*، عباس معمارزاده، نجمه بیدمال*****

* 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. درحالی‌که برخی معتقدند که افزایش سن (پس از بازنشستگی) کاهش شدید و ناگهانی مصرف را به‌همراه دارد. ازاین‌رو، 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 کشورها (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 کشورها تأیید گردید. در خصوص معمای مصرف بازنشستگی می‌توان اظهار داشت که در ایران و گروه کشورها 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 مودیگلیانی» می‌باشد.

شیوه ارجاع‌دهی به این مقاله: انصاری‌نسب، 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 URL 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، ۱۳۹٤: ۲۸). بنابراین، مصرف در تابع تقاضا به‌عنوان یکی از کم نوسان‌ترین متغیرها و همچنین بزرگ‌ترین بخش تابع تقاضای کل می‌باشد.

بیشتر محققان اظهار می دارند که پس از بازنشستگی مصرف افزایش می‌یابد، به‌عبارتی 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 به‌دنبال بررسی این موضوع که پس از بازنشستگی مصرف در کشور ایران و گروه کشورها افزایش یا کاهش می‌یابد، می‌باشد.

ازآنجایی 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 ۱۹٦۰ 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: ٤٦-٤٧)، مدل مودیگلیانی رفتار مصرف و پس‌انداز 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 میان‌سالی فرد با کسب درآمد و اندوختن پس‌انداز، ثروتی را به‌صورت متراکم به‌دست می‌آورد که پاسخگوی پس‌انداز منفی وی در ابتدا یا در دوره اول زندگی و انتها یا دوره کهن‌سالی 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 به‌صورت زیر می‌باشد:

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

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

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

به‌طوری‌که ثروت با یک وقفه (W_{t-1}) است و به‌صورت زیر می‌باشد:

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

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

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

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

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

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

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

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

$$C_t = \beta y_t + (\alpha - \beta) y_{t-1} + (1-\alpha) C_{t-1} \qquad (۷)$$

مطابق رویکرد نظری آندو–مودیگلیانی، مصرف فرد، تابعی از ارزش فعلی (PV)[1] درآمدهای فرد است که به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$c_t = k(PV_t) \qquad 0 < k < 1 \qquad (۸)$$

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[2] (δ) و نرخ بهره (r) بستگی دارد (امامقلی و عاقلی، ۱۳۹۱).

زراءنژاد و منصوری (۱۳۹۵) اظهار داشتند که آندو–مودیگلیانی، مصرف را تابعی از درآمد انتظاری بیان کرده است. که در آن درآمد انتظاری را به‌صورت تابعی از متغیرهای واقعی و موجود در اقتصاد فرض می‌شود. وی درآمد کل (y_t) فرد را به‌صورت درآمد ناشی از کار (y_l) و درآمد ناشی از دارایی‌ها (y_p) را تفکیک نمود و با این فرض که بازار سرمایه از کارآیی 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:

$$PV_0 = \sum_0^T \frac{y_t^L}{(1+r)^t} + \sum_0^T \frac{y_t^P}{(1+r)^t} \qquad (۹)$$

$$\sum_0^T \frac{y_t^P}{(1+r)^t} = W_0 \qquad (۱۰)$$

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 به‌صورت ارزش انتظاری ناشی از کار تعریف می‌شود که به شرح فرم‌های زیر می‌باشد:

$$y_0^e = \frac{1}{T-1}\sum_{1}^{T}\frac{y_t^L}{(1+r)^t} \qquad (10)$$

$$PV_0 = y_0^L + (T-1)y_0^e + W_0 \qquad (11)$$

در نظریه مصرف آندو–مودیگلیانی، فرضیه سیکل زندگی مصرف به‌عنوان یک اصل موضوعی مدنظر قرار می‌گیرد و شکل قابل برآورد نظریه مصرف آندو – مودیگلیانی از نظر آماری به‌صورت زیر می‌باشد:

$$C_0 = k[1+\beta(t-1)]y_0^L + kA_0 \qquad (12)$$

که در آن A_0 خالص ثروت حقیقی خانوار در شروع دوره، y_0^L: درآمد ناشی از کار در شروع دوره، $t-1$ متوسط عمر باقی‌مانده انتظاری، β: ضریب ثابت، k میل نهایی به مصرف و دارائی‌ها، $[1+\beta(t-1)]$: میل نهایی به مصرف از درآمد ناشی از کار می‌باشد (جلایی و همکاران، ۱۳۹٤: 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 مصرف‌کنندگان، تابع مصرف جمعی اقتصاد (C) به‌صورت ضمنی معادله خواهد بود:

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

در خصوص نقد نظریه آندو–مودیگلیانی، میرمعزی (۱۳۸٤) 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 (کامران‌پور و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۹۷). هال[1] (۱۹۷۸) و فلاوین[2] (۱۹۸۱) در مدل‌هایی به بررسی این مدل ازنقطه‌نظر انتظارات منطقی پرداختند. بنکس و همکاران[3] (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 به‌صورت یکنواخت به پس‌انداز نمی‌پردازند و پس‌انداز از دوران میان‌سالی شروع می‌شود. کاتلیکف[4] (۱۹۸۸) قید تابع مودیگلیانی تغییر داده است که سرمایه افراد در زمان مرگ به صفر می‌رسد و موضوع ارث را مطرح نمود (اسعدی کردشولی، ۱۳۹۸: ٤٤).

مهم‌ترین وجه تمایز نظریات آندو – مودیگلیانی و فریدمن در این است که در نظریه مصرف سیکل زندگی آندو – مودیگلیانی، ثروت در تابع کوتاه‌مدت به‌عنوان پارامتر انتقال عمل می‌کند؛ حال‌آنکه در نظریه مصرف فریدمن، مصرف آخرین سال پارامتر انتقال منظور می‌گردد. سه نظریه مصرف ذکرشده بر نقش ثروت در رفتار مصرفی کل جامعه تأکید دارند و بیان می‌کنند که با افزایش دارائی‌های حقیقی، مصرف نیز قابلیت افزایش دارد و ارزش پولی به‌صورت زیر قابل تعریف است:

$$A = K + R + B \qquad (١٤)$$

که در آن، K: ارزش موجودی سرمایه است که با ارزش کل سهام سهامداران به‌اضافه 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، ١٣٩٤: ٣٧–٣٨). با واقعی کردن تمام اجزاء در رابطه فوق ثروت (دارایی) حقیقی مطابق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$a = k + \frac{R}{P} + \frac{B}{rp} \qquad (١٥)$$

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

البته در برخی مراجع با چشم‌پوشی از B، a به $a = k + \frac{R}{P}$ تبدیل می‌شود (امامقلی و عاقلی، ۱۳۹۱).

بنابراین بر اساس مدل چرخه زندگی مودیگلیانی 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[1] (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[2] (۱۹۸۷) در تبیین تغییرات مدل پس‌انداز خود، به تأثیر ترکیب سنی جمعیت و تغییرات در الگوی سنی پس‌انداز تأکید دارد. کلی و اشمیت[3] (۱۹۹٦)، ویلیامسون[4] (۲۰۰۱)، لی و میسون[5] (۲۰۰۱)، توه[6] (۲۰۰۱)، در تحقیقات خود نشان دادند که تغییر در ساختار سنی جمعیت تأثیر قابل‌توجهی در افزایش پس‌انداز کل داشته است. دیتون و پاکسون[7] (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، ۱۳۹٤: ۲٤).

کاهش باروری و افزایش طول عمر متوسط به معنی افزایش تعداد و نسبت افراد ٦۰ سال و بالاتر می‌باشد. سریع‌ترین افزایش در جمعیت سالمند در کشورهای درحال‌توسعه رخ خواهد داد (نصرالهی وسطی و آقایاری هیر، ۱۳۹٦). 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، ۱٤۰۰).

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 مودیگلیانی و برومبرگ افراد سعی می‌کنند مصرف خود را در طول یک عمر محدود هموار کنند. ازآنجاکه درآمد کار آن‌ها در طول زمان تغییر می‌کند و ازآنجاکه 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 نیروی‌کار فعال شود و به‌تبع آن، عرضه نیروی‌کار را کاهش دهد. کاهش در عرضه نیروی‌کار بر رشد اقتصادی و رفاه کشور مؤثر خواهد بود (میری و

همکاران، ۱۳۹۷: ٦۲۹). بائو و چان[1] (۲۰۰۸: ۲۲٦) 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 ذخیره دارایی‌ها در بین افراد یک جامعه شود. بنابراین، دو عامل کاهش نیروی‌کار 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، ۱۳۹٦: ۱۷۳-۱۷٤).

لی[2] (۱۹۹٤) بیان کرد در دوره اول از مرحله گذار جمعیتی، که در آن سطح باروری ثابت است، کاهش سطح مرگ‌ومیر از طریق اثر چرخه عمر[3] به جوان‌تر شدن ساختار سنی و در نتیجه افزایش بار تکفل کودکی[4] 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، به‌دلیل 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 به‌دلیل کاهش بار تکفل کودکی، بار تکفل کل کاهش خواهد یافت و بالاخره در مرحله سوم به‌دلیل 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، ۱٤۰۰: 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. به‌عنوان‌مثال مطالعه بلوم[1] (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 ٦٠ تا ٦٤ 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 سالخوردتر، تجربه و مهارت بیشتری در انجام فعالیت‌های اقتصادی دارد. (قویدل و میر غیاثی مرادی، ١٣٩٦).

پدیده سالمندی جمعیت به‌عنوان یک تهدید بالقوه در مسیر رشد اقتصادی از چهار کانال مختلف، رشد اقتصادی را تهدید می‌کند: ۱. چن و میازاکی[2] (۲۰۱۹) بیان کردند که بهره‌وری نیروی‌کار مسن‌تر نسبت به کارگران جوان پایین است، ۲. چوی و شین[3] (۲۰۱۵) اظهار داشتند که پدیده سالمندی جمعیت باعث کمبود قابل‌توجهی در عرضه نیروی‌کار می‌شود، ۳. ویل[4] (٢٠٠٦) معتقد است که نسبت جمعیت سالمند در اقتصاد با افزایش نرخ تکفل[5] و کاهش عرضه نیروی‌کار تأثیرات منفی قابل‌توجهی بر اقتصاد خواهد داشت. علاوه بر سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی نیز مرتبط با بحث سالمندی و کهولت سن جمعیت می‌باشد. ٤. بر اساس مطالعه عرب مازار و کشوری شاد (١٣٨٤) 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 نیروی‌کار را متأثر می‌کند و از سوی دیگر براساس فرضیه چرخه زندگی، مصرف و درنتیجه پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد (صابری و همکاران، ۱٤۰۰: ۱۱٤-۱۱۵). به‌بیان‌دیگر، ساختار جمعیتی بر سرمایه‌گذاری، پس‌انداز، مصرف و درنهایت، رشد اقتصادی اثر می‌گذارد (میری و همکاران، ۱۳۹۷).

پویایی‌های جمعیت، نه‌تنها 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 آقایاری هیر، ۱۳۹٦: ۱۷۵).

مصرف و ناسازگاری زمان

برای نخستین بار، استروتز[1] (۱۹۵۵) مسئله ناسازگار زمانی را با تنزیل غیرنمایی در زمان پیوسته بررسی کرد. همچنین فلپس و پولاک[2] (۱۹٦۸) برای اولین بار در چارچوب نظریه بازی با استفاده از نقاط تعادل نش[3] 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 به‌عنوان مسائل ناسازگار با زمان، فرمول بندی کرد. معادله اصلاح‌شده Hamilton Jacobi - Bellman (HJB) در مطالعه مارین-سولانو و ناواس[4] (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[5] (۲۰۰٦) ایکلند

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

و پیرو[1] (۲۰۰۸) در نظر گرفته شد که برای اولین‌بار 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[2] و پرسکات[3] (۱۹۷۷) دو اقتصاددان مکتب کلاسیک جدید در مقاله‌ای با عنوان «قاعده برتر از مصلحت، ناسازگاری زمانی یک برنامه»[4] ارائه‌شده است. ناسازگاری زمانی به شرایطی اطلاق می‌شود که در یک دورهٔ 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 (باستانی‌فر و هادوی‌نیا، ۱۳۹۵). در واقع این مفهوم، یک الگوی جدید از شکل‌گیری انتظارات عقلایی در اقتصاد و کاربرد آن در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی می‌باشد (باستانی‌فر، 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[5] (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. ازآنجایی‌که این چارچوب منسجم در مورد بسیاری از جنبه‌ها رفتاری است، نظم سختی را بر روش‌های معرفی ناهمگنی تحمیل می‌کند. ناهمگنی معرفی‌شده برای تناسب با یک ویژگی از داده‌ها نیز باید با سایر ویژگی‌های داده سازگار باشد. به‌عنوان یک مثال، اینکه که خانوارهای ثروتمند،

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

خانوارهایی با نرخ تنزیل پایین هستند. یعنی خانوارهای بسیار صبور که به‌طور 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 مشاهده‌شده 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[1] (۱۹۹۹) استدلال می‌کنند که ناهمگنی قابل‌توجهی 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 روهودر[2] (۲۰۰۶) اظهار داشتند که مخارج مصرف در زمان بازنشستگی برای بسیاری از خانوارهای ایالات‌متحده به‌شدت 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، به‌عنوان 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,. 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, 1664; 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. کاتلیکف و سامرز[1] (۱۹۸۱) شواهدی ارائه می‌دهند که تقریباً ٤٦ 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[2] (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 نیروی‌کار خود را سازگار با زمان بهینه‌سازی می‌کنند (رابین، 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[3] (۱۹۹۸)، باتیستین و همکاران[4] (۲۰۰۹)، برنهایم و همکاران (۲۰۰۱) و هایدر و استفنز[5] (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 (۱۳۹٦) 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 پس‌ازآن 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؛ به‌نحوی‌که با افزایش سن و به‌ویژه در دوران سالمندی، تقاضا در بخش هزینه‌های بهداشت و درمان افزایش قابل‌توجهی 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 ۱۳۹۵-۱۳٦۳ 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 ۲٤ سال، پس‌انداز ملی را کاهش می‌دهند. درحالی‌که افزایش جمعیت نسبی در سنین ۲۵ تا ٥٤ سال، موجب افزایش پس‌انداز ملی می‌شود. لذا بیشترین پس‌انداز جامعه توسط گروه میان‌سال ٤٤-۳۵ 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 ۱۳٦۵ تا ۱۳۹۵، با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع‌شونده به‌منظور اینکه ساختار جمعیتی یک کشور می‌تواند بر سرمایه‌گذاری، پس‌انداز، مصرف، ترکیب و اندازه نیروی‌کار و در نهایت، بر رشد اقتصادی کشور مؤثر باشد، مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های مطالعه آن‌ها نشان داد که اثر رشد جمعیت کمتر از ۱٤ سال از کل جمعیت، در کوتاه‌مدت بر رشد اقتصادی از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است، رشد جمعیت ۱۵ تا ٦٤ 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 ٦٤ 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 (۱٤۰۰) 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 نیروی‌کار، 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[1] (۲۰۱۹) به بررسی پویایی مصرف در منطقه کاگرا[2] در دوره زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۰ با استفاده از مدل اثرات ثابت و برآوردگرهای 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[3] (۲۰۲۱) تأثیر رابطه سرمایه‌گذاری – پس‌انداز بلندمدت و کوتاه‌مدت را بر تراز حساب‌جاری 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 حساب‌جاری 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 حساب‌جاری نشان داد. همچنین، انتظار می‌رود که تغییر واحد در ساختار سنی جمعیت بر پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و تراز حساب‌جاری تأثیر بگذارد، به‌خصوص با افزایش جمعیت، چراکه حساب‌جاری طبق تعریف برابر با مانده پس‌انداز–سرمایه‌گذاری است.

فرینی[1] (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. ازاین‌رو، افزایش سن، باعث تغییر سیستماتیک پس‌انداز نمی‌شود. لذا ماهیت رابطه پس‌انداز در دوران سالمندی به بافت اجتماعی و اقتصادی بستگی دارد.

بلید و همکاران[2] (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[3] (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 تجزیه‌وتحلیل خود را در دو مرحله که عبارتند از: ۱- بررسی این اثر برای کشور ایران با استفاده از 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[1] (ARDL)

یکی از روش‌های مناسب برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها، رهیافت ARDL است که توسط پسران و شین[2] (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، نااریب 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 هم انباشتگی 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 تعابیر 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: ٤٨-٤٩).

یکی از الگوهای پویا که برای به‌دست‌آوردن رابطه بین متغیرهای وابسته و مستقل استفاده می‌شود، الگوهای رگرسیونی با وقفه توزیع‌شده 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 واردشده 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 توزیع‌شده استاندارد عبارتند از: ۱. این الگو می‌تواند رابطه‌های هم‌جمعی بلندمدت بین متغیرها را شناسایی کند، ۲. امکان آزمون هردو 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، ١٤٠٠: 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.

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

$$Y_t = \alpha X_t + \beta X_{t-1} + \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (۱۷)$$

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. ازاین‌رو، یک الگوی $ARDL(P, q_1, q_2, ...q_k)$ به‌صورت ساده به فرم زیر نشان داده می‌شود:

$$\alpha(L,P)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{K}\beta(L,q_i)X_{it} + \delta W_t + \mu_t \quad (۱۸)$$

در رابطه فوق α_0 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 به‌کاررفته برای متغیر وابسته Y_t، q_i: نشان‌دهنده تعداد وقفه‌های به‌کاربرده 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 به‌صورت زیر است:

$$\begin{aligned} &\alpha(L,P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - ... - -\alpha_p L^P \\ &\beta_i(L,q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - ... - -\beta_{iq} L^q \quad , \quad i = 1,2,...,k \end{aligned} \quad (۱۹)$$

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

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{K}\theta_i X_i + \gamma W_t + V_t \quad (۲۰)$$

که در آن، $\alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1-P)}$ ، $\gamma = \frac{\delta}{\alpha(1-P)}$ ، $\theta_i = \frac{\beta_i(1,q)}{\alpha(1-P)} = \frac{\sum_{j=1}^{q}\beta_{ij}}{\alpha(1-P)}$ و $V_t = \frac{\mu_t}{\alpha(1-P)}$ می‌باشد.

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

$$\Delta Y_t = \Delta\alpha_0 - \sum_{j=2}^{p}\alpha_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=1}^{q}\beta_{i0}\Delta X_{it} - \sum_{i=1}^{q}\sum_{j=2}^{p}\beta_{i,t-j}\Delta X_{i,t-j} - \alpha(1-P)ECM_{t-1} + \mu_t \quad (۲۱)$$

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

که در آن Δ نشان‌دهنده تفاضل درجه است و ضریب‌های وارد شده در الگو، ضریب‌هایی هستند که از معادله اصلی حاصل شده‌اند. ضریب متغیر ECM_{t-1}، بیانگر سرعت تعدیل می‌باشد.

ازآنجایی‌که مدل مورد استفاده در این پژوهش الگوی ARDL است، لذا فرم آن به‌صورت زیر است:

$$\text{CSGDP}_t = \alpha_t + \beta_1 \times \text{CSGDP}_{t-1} + \beta_2 \times \text{RGDPpc}_t + \beta_3 \times \text{RGDPpc}_{t-1} + \beta_4 \times \text{Popgrowth}_t + \beta_5 \times \text{Popgrowth}_{t-1} + \beta_6 \times \text{YouthDR}_t + \beta_7 \times \text{YouthDR}_{t-1} + \beta_8 \times \text{Old-ageDR} \quad (۲۲)$$

طبق مطالعه علی‌پور و همکاران (۱۳۹۲) در روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده برای آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو از دو روش می‌توان استفاده کرد که در روش اول از آماره t استفاده می‌شود، که به‌صورت زیر آماره t نوشته می‌شود:

$$t = \frac{(\sum_{i=1}^{p}\hat{\alpha}_i - 1)}{(\sum_{i=1}^{p} S\hat{\alpha}_i)} \quad (۲۳)$$

شرط وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو این است که قدر مطلق آماره فوق از کمیت ارائه‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۸) بزرگ‌تر باشد. در روش دوم برای بررسی بلندمدت از روش آزمون کرانه‌های، پسران، شین و اسمیت[1] (۲۰۰۱) مبتنی بر رویکرد تخمین مدل تصحیح خطای غیرمقید (UECM) که شامل رابطه پویا و رابطه تعادلی بلندمدت استفاده نمود که در این روش

1. Pesaran, Shin & Smith

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

$$CSGDP_t = \alpha + \sum_{j=1}^{p} \beta_{1j} CSGDP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{2j} RGDPpc_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{3j} Popgrowth_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{4j} YouthDR_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{5j} Old\text{-}ageDR_{t-j} \quad (۲۴)$$

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، قابل‌استفاده است. به‌بیان‌دیگر در این روش نیازی به تقسیم متغیرها به متغیرهای همبسته از درجه یک یا صفر نیست (انصاری نسب و تراب، ۱۳۹٤). به‌طورکلی، 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، ۱۳۸٤).

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

روش GMM یکی از پرکاربردترین روش‌های برآورد پویا در داده‌های تابلویی می‌باشد (خدیو و عسگری، ۱۳۹۹). چنانچه در مدلی، مدل رگرسیون مورد تحلیل دربرگیرنده یک یا چند عنصر با وقفه از متغیر وابسته به‌عنوان 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 اخلال ندارد. این روش که در داده‌های تلفیقی پویا به‌کار گرفته می‌شود، مبتنی بر این فرض است که جملات اخلال با مجموعه متغیرهای ابزاری غیرهمبسته‌اند. روش GMM به‌واسطه 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 به‌صورت متغیر مستقل در سمت راست معادله وارد می‌شود (دادار و جعفری، ۱۳۹۹). روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[1]

1. Generalized Method of Moments

به‌وسیله آرلانو و باند[1] (۱۹۹۱) و آرلانو و باور[2] (۱۹۹۵) توسعه داده شده. سازگاری برآوردگرهای GMM به معتبر 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، ۱٤۰۰).

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 واردکردن عامل زمان می‌توان پویایی بین متغیرها را تفسیر کرد. فرم کلی یک الگوی پویا در داده‌های ترکیبی به‌صورت زیر می‌باشد:

$$Y_{it} = \alpha Y_{it-1} + \beta X_{it} + \mu_i + v_{it} \quad i = 1,2,...,N \quad t = 1,2,...,T \qquad (۲۵)$$

که در آن Y_{it} بردار متغیر وابسته، X_{it} بردار متغیر مستقل (توضیحی)، μ_t 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. ازآنجایی‌که Y_{it} تابعی از μ_i است، Y_{it-1} نیز تابعی از μ_i است، به‌عبارتی با اجزای خطا همبسته است. ازاین‌رو Y_{it-1} با اجزای خطا همبسته است. این موضوع نشان می‌دهد که تخمین‌زن OLS داری تورش و ناسازگاری است، حتی اگر v_{it}ها به‌طور سریالی همبسته نباشند، برای تخمین‌زن اثرات ثابت[3]، تبدیل درون‌گروهی موجب حذف μ_iها 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_iها، ابتدا از الگو، تفاضل اول[4] گرفته و سپس از $\Delta Y_{it-2} = (Y_{it-2} - Y_{it-3})$ یا صرفاً Y_{it-2} به‌عنوان متغیر ابزاری[5] 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).

$$(y_{i,t} - y_{i,t-1}) = \alpha(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \beta(X_{i,t} - X_{i,t-1}) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) \qquad (۲۶)$$

بالتاجی[1] (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 واریانس‌ـکواریانس استفاده می‌شود. به‌عبارتی، 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[2] (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[3] مشاهده نشده در مدل (که به‌صورت وارد کردن متغیر وابسته با وقفه به‌عنوان یک متغیر توضیحی در مدل انجام می‌شود)، کنترل بهتری بر درون‌زایی کل متغیرهای توضیحی مدل فراهم می‌کنند (یاوری و همکاران، ۱۳۸۹).

به‌طورکلی 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. به‌هرحال، پیدا کردن چنین ابزاری بسیار مشکل است. مزیت روش GMM این است که اجازه می‌دهد از وقفه این متغیرها به‌عنوان 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:

$$CSGDP_{it} = \alpha_{it} \times CSGDP(-1)_{it} + \beta_1 \times RGDPpc_{it} + \beta_2 \times Popgrowth_{it} + \beta_3 \times YouthDR_{it} + \beta_4 \times Old\text{-}ageDR_{it} + v_{it} + \mu_i \quad (۲۷)$$

با تفاضل‌گیری مرتبه اول از عبارت فوق به‌صورت زیر خواهد شد:

$$\Delta CSGDP_{it} = \alpha_{it} \times \Delta CSGDP(-1)_{it} + \beta_1 \times \Delta RGDPpc_{it} + \beta_2 \times \Delta Popgrowth_{it} + \beta_3 \times \Delta YouthDR_{it} + \beta_4 \times \Delta Old\text{-}ageDR_{it} + \Delta v_{it} + \mu_i \quad (۲۸)$$

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 اخلال v_{it} و متغیر وابسته با وقفه ناگریز از استفاده متغیرهای ابزاری هستیم. مقادیر با وقفه متغیرهای توضیحی یا متغیر وابسته به معنی این است که ساختار مدل به‌صورت 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[1] یعنی شرط زیر برآورد خواهد شد:

$$E[\Delta v_{it} CSGDP_{t-k}] = E[\Delta v_{it} RSGDPpc_{it} Popgrowth_{it} YouthDR_{it} Old-ageDR_{it}] = 0 \qquad \forall K > 1 \quad (۲۹)$$

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، برونئی دارالسلام، بلغارستان، بورکینافاسو، بوروندی، 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، موریتانی، 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، روآندا، 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، وانوآتو، 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	
$CSGDP$	Consumption, share in GDP	سهم مصرف از درآمد
$RSGDPpc$	Real GDP per capita	درآمد سرانه
$Popgrowth$	population growth	رشد جمعیت
$YouthDR$	Youth dependency ratio	نرخ وابستگی جوانان
$Old-ageDR$	Old-age dependency ratio	نرخ وابستگی سالمندان

منبع: یافته‌های تحقیق

به‌منظور درک بهتر از جامعه مورد بررسی پژوهش و آشنایی بیشتر با متغیرهای پژوهش حاضر، بهتر است از قبل از ارائه آمار استنتاجی و تجزیه‌وتحلیل 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

	CSGDP	*RSGDPpc*	*Popgrowth*	*YouthDR*	*Old – ageDR*
میانگین	٦٩/٤٣٦٩٠	٤٤٩٦/٠١٩	٢/٢٩١٦٥٦	٦٤/٤٢٢٩١	٧/٠٠٢٧٩١
میانه	٦٧/٩٠٤٧٢	٤٣٥٦/٢٧٢	٢/٥٤٨٣٦١	٧٩/٥١٨١٠	٦/٦٢٢٩٤٤
ماکزیمم	٩٢/٣٥٨٩٦	٧٦٢٢/٣٤٥	٤/٩٥٢٠٥٨	٨٥/٧٢٦٥٣	١٠/٧١٧٤١
مینیمم	٥٠/٩٠٢٣٤	٢٣٤٨/٤٣٠	٠/٣٨٤٦٩٥	٣٠/٥٨٠٤٥	٥/٨٠٣١٧٧
انحراف معیار	١١/٢٩٢٣٠	١١٩٠/٥٦٣	١/٠٥٧٧٠٢	٢٢/٠٦٩١٨	١/٠٦٥٧٣٥
چولگی	٠/٢٦٠٤٦٥	٠/٤٨١٠٢٦	٠/٢٧٢٦٢٩	−٠/٥٥٢٨٦٨	١/٧٢٤٢٤٤
کشیدگی	١/٩٧٩٩٧٠	٢/٧٩٨١٥٢	٢/٤٠٥٢٧٧	١/٤٧٧٩٠٧	٥/٨٢٩٢٦٧

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس جدول فوق میانگین سهم مصرف از درآمد برای کشور ایران در دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱ کشور ایران (٦٩/٤٣٦٩٠)، میانگین درآمد سرانه (٤٤٩٦/٠١٩)، میانگین رشد جمعیت (٢/٢٩١٦٥٦)، نرخ وابستگی جوانان(٦٤/٤٢٢٩١) و نرخ وابستگی سالمندان برابر با (٧/٠٠٢٧٩١) بوده است. میانه متغیر سهم مصرف از درآمد برابر با ٦٧/٩٠٤٧٢ و انحراف معیار این متغیر (١١/٢٩٢٣٠) 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

	CSGDP	*RSGDPpc*	*Popgrowth*	*YouthDR*	*Old – ageDR*
میانگین	۷۹/۹۳۱۰۶	۱٤۳۸۰/٦۳	۱/۳٤۸٦۰۳	٤٦/٦۳۲٤٦	۱۲/۹٥٤٥۹
میانه	۷۹/۳۹٦۰٤	٥۳٦٦/٤۹۰	۱/۲۳۸٦۱۰	۳۹/۸۹۹۰٥	۹/۱٥٤۳۱٥
ماکزیمم	۲۳٦/۸٥۹٦	۱۱۲٤۱۷/۹	۱۹/۳٦۰٤۳	۱۰٦/۸۹۳۸	٥۰/۹۷۱۳۰
مینیمم	۲٤/٤٥۰۳۹	۲٦۱/۰۱۹٤	-٦/۸٥۲۱۱۸	۱٥/۷٤٤۳۹	۰/۱۹۹۷۷٤
انحراف معیار	۱۷/۲۲۲۲٤	۱۹۰۳۲/۷۷	۱/٥۸۳۲۱۹	۲۳/۳۷۲۲۲	۸/۷٦۳۳۲٤
چولگی	۰/٦۹٦۳٤۸	۱/۹٥۹۲۷۰	۲/٤۹٥۳٥۸	۰/٦٤٥۱۰۰	۰/۹۲٥۲۳٤
کشیدگی	۹/۱۲۱۲۳۲	۷/۰۸٥۹۷۱	۲٥/۱۳۱۹۱	۲/۱۳۱٦۲٥	۲/۹۱۱٤٤٦

منبع: یافته‌های تحقیق

میانگین سهم مصرف از درآمد برای ۱۵۸ کشور مورد بررسی در دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۱ برابر با (۷۹/۹۳۱۰٦) است. مینیمم سهم مصرف از درآمد برابر با (۲٤/٤٥۰۳۹) 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 (۲۳٦/۸٥۹٦) است. متغیر درآمد سرانه میانگین آن برابر با (۱٤۳۸۰/٦۳)، بیشترین مقدار درآمد سرانه (۱۱۲٤۱۷/۹) مربوط به کشور لوکزامبورگ در سال ۲۰۰۷ است و کمترین میزان درآمد سرانه (۲٦۱/۰۱۹٤) کشور بوروندی در سال ۲۰۲۱ می‌باشد. متغیر رشد جمعیت میانگین آن برای ۱۵۸ کشور در دوره ۲۱ سال بررسی شده برابر با (۱/۳٤۸٦۰۳)، کمترین میزان رشد جمعیت (-٦/۸٥۲۱۱۸) را کشور سوریه در سال ۲۰۱٤ و بیشترین مقدار رشد جمعیت مربوط به کشور قطر در سال ۲۰۰۷ با میزان (۱۹/۳٦۰٤۳) است. نرخ وابستگی جوانان میانگین آن (٤٦/٦۳۲٤٦)، کمترین میزان این متغیر کشور ماکائو در سال ۲۰۱۱ برابر با (۱٥/۷٤٤۳۹) و بیشترین میزان این متغیر کشور اوگاندا (۱۰٦/۸۹۳۸) در سال ۲۰۰۱ می‌باشد. میانگین نرخ وابستگی سالمندان برابر با (۱۲/۹٥٤٥۹) است. مینیمم نرخ وابستگی سالمندان برابر با (۰/۱۹۹۷۷٤) 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، تجزیه‌وتحلیل حاصل از تخمین الگوها می‌باشد. در این قسمت به تجزیه‌وتحلیل نتایج حاصل از الگوی ARDL برای کشور ایران و GMM برای گروه کشورها پرداخته شده است.

تجزیه‌وتحلیل 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 ۱۹٦۰ تا ۲۰۲۱ (٦۲ 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) به‌دست 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، ۱٤۰۱: ۵۳-۵٤).

۵-۱-۱- 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 قابل‌رؤیت می‌باشد:

جدول ٤: اثر متغیرهای مستقل بر سهم مصرف از درآمد ایران در کوتاه‌مدت

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

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره احتمال t	سطح معنی‌داری
$CSGDP(-1)$	۰/۳۷٥٤۷	۰/۱۲٤۱٤	۳/۰۲٤٦	۰/۰۰٤
$RSGDPpc$	-۰/۰۰٦٤۸٥۷	۰/۰۰۱۱۲۷۱	-٥/۷٥٤٤	۰/۰۰۰
$RSGDPpc(-1)$	۰/۰۰۳۸٤٥۱	۰/۰۰۱۳۳۷٤	۲/۸۷٥۲	۰/۰۰٦
$Popgrowth$	۰/۱۳۰٦۷	۰/۹۲٦٥٤	۰/۱٤۱۰۳	۰/۸۸۸
$Popgrowth(-1)$	۲/۷۲۷۹	۰/۹۸۲۰۰	۲/۷۷۷۹	۰/۰۰۸
$YouthDR$	۱/۰۷۰۹	۰/۳۹٤۷۹	۲/۷۱۲٥	۰/۰۰۹
$YouthDR(-1)$	-۰/۹٦۹۳۷	۰/۳۷۹٥٥	-۲/٥٥٤۰	۰/۰۱٤
$Old-ageDR$	۱/۰۹۳۱	۰/٥۷۳۸٥	۱/۹۰٤۹	۰/۰٦۲
CC	۳٥/۰٥۳۰	۸/٦٦۰۹	٤/۰٤۷۳	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 معنی‌داری بر خودش دارد، به‌نحویکه 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 معنی‌داری بر سهم مصرف از درآمد داشته است، درحالی‌که تأثیر درآمد سرانه با یک وقفه اثر مثبت و معنی‌داری بر سهم مصرف از درآمد دارد. رشد جمعیت در دوره جاری تأثیر مثبت و غیرمعنی‌داری بر سهم مصرف از درآمد داشته است، همچنین تأثیر رشد جمعیت با یک وقفه نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر سهم مصرف از درآمد دارد. نرخ وابستگی جوانان در دوره جاری تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سهم مصرف از درآمد دارد. اما تأثیر نرخ وابستگی جوانان با یک وقفه اثر منفی و معنی‌داری بر سهم مصرف از درآمد دارد. ارتباط مثبت و معنی‌داری 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، ابتداً 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 ارائه‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[1] (۱۹۹۹) مقایسه نمود. آماره موردنظر برای سهم مصرف از درآمد کشور ایران مطابق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\frac{(۰/۳۷۵۴۷-۱)}{۰/۱۲۴۱۴} = -۵/۰۳۰۸۵۲۲$$

مقدار آماره محاسبه شده برابر با (**۵/۰۳۰۸۵۲۲−**) است که از مقدار آماره بحرانی بنرجی، دولادو و مستر که مقدار آن (۲/۱۸-) است، بیشتر می‌باشد. بنابراین فرضیه H_0 که بیانگر عدم وجود رابطه بلندمدت برای سهم مصرف از درآمد در کشور ایران است، رد می‌شود و می‌توان 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 فوق‌الذکر 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 معنی‌داری
RSGDPpc	-۰/۰۰٤۲۲۸۰	۳E-۰/۵۷۹۸	-۷/۲۹۱٦	۰/۰۰۰
Popgrowth	٤/۵۷۷۱	۱/۰٦۳۵	٤/۳۰٤۰	۰/۰۰۰
YouthDR	۰/۱٦۲۵۱	۰/۰٤٦۳۳٤	۳/۵۰۷٤	۰/۰۰۱
Old − ageDR	۱/۷۵۰۳	۰/۸۲۵۱۵	۲/۱۲۱۲	۰/۰۳۹
CC	۵٦/۱۲٦۵	۸/۵۵٤٦	٦/۵٦۱۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق حاکی از این است که درآمد سرانه اثر منفی و معنی‌داری بر سهم مصرف از درآمد دارد، به‌نحویکه با افزایش یک درصد در درآمد سرانه، به‌طور متوسط ۰/۰۰٤۲ 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 ٤/٥٧٧١ 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 ۰/١٦٢ 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 ۱/۷٥۰۳ 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 (٦) قابل‌رؤیت است:

جدول ٦: نتایج محاسبه شده مدل تعدیل

Table 6: Calculated Results of Adjustment Model

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
$dRSGDPpc$	-۰/۰۰٦٤٨٥٧	۰/۰۰۱۱۲۷۱	-٥/٧٥٤٤	۰/۰۰۰
$dPopgrowth$	۰/۱۳۰٦٧	۰/۹۲٦٥٤	۰/۱٤۱۰۳	۰/۸۸۸
$dYouthDR$	۱/۰۷۰۹	۰/۳۹٤۷۹	۲/۷۱۲٥	۰/۰۰۹
$dOld-ageDR$	۱/۰۹۳۱	۰/٥۷۳۸٥	۱/۹۰٤۹	۰/۰٦۲
dCC	۳٥/۰٥۳۰	۸/٦٦۰۹	٤/۰٤۷۳	۰/۰۰۰
$ecm(-۱)$	-۰/٦۲٤٥۳	۰/۱۲٤۱٤	-٥/۰۳۱۰	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 ۹٥ 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 (-۰/٦۲٤٥۳) برآورد شده است که هم‌جمعی بین متغیرها را تأیید می‌کند. لذا

می‌توان گفت در هر دوره ٦٢ درصد از عدم تعادل سهم مصرف از درآمد تعدیل خواهد شد، به‌طوری‌که سهم مصرف از درآمد پس از هرگونه عدم تعادل کوتاه‌مدت، پس از حدود $\frac{۱}{۰/۶۲۴۵۳} = ۱/۶۰۱۲$ تقریباً ۱/۵ دوره به تعادل بلندمدت خود بازمی‌گردد..

تجزیه‌وتحلیل روش پانل دیتا (GMM)

علاوه بر اینکه در این پژوهش تجزیه‌وتحلیل 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 به‌خصوص 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 تجزیه‌وتحلیل 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 آرلانو و باند، درستی انتخاب متغیرهای ابزاری بررسی شده است. آماره ضربدر 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 $\mathbf{x^2}$ با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش‌ازحد 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 معنی‌داری
آزمون سارگان	۱۵٦/۱۲۵۲	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 قابل‌تأیید 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

آزمون آرلانو و باند	آماره Z	سطح معنی‌داری
AR(1)	-۱٤/۳۸	۰/۰۰۰
AR(2)	-۰/۵۱٦۰۱	۰/٦۰٦

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون آرلانو و باند نشان داد که جملات خطا دارای همبستگی مرتبه اول می‌باشند و همبستگی مرتبه اول تایید می‌شود، زیرا که سطح معنی‌داری آن کمتر از ۰/۰۵ است.

در جدول زیر نتایج روش پانل دیتای پویا با گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برای ۱۵۸ کشور در بازه زمانی (۲۰۰۰-۲۰۲۱) قابل مشاهده است:

جدول ۹: نتایج روش GMM برای ۱۵۸ کشورمنتخب 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	
CSGDP(-۱)	۰/۷۳۵۳۱٦۱	۰/۰۱٤۹٦۳۱	٤۹/۱٤	۰/۰۰۰	۰/۷۰۵۹۸۸۹	۰/۷٦٤٦٤۳۳
RSGDPpc	-۰/۰۰۰۲۱۷۱	۰/۰۰۰۰٤۲۱	-۵/۱٦	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۰۲۹۹۵	-۰/۰۰۰۱۳٤۷
Popgrowth	۰/۳٤۲۰٤۳٦	۰/۱۲۵۹۷۵۲	۲/۷۲	۰/۰۰۷	۰/۰۹۵۱۳٦۹	۰/۵۸۸۹۵۰٤
YouthDR	۰/۲۲۹۳۵۱	۰/۰۲۰٤۹۵	۱۱/۱۹	۰/۰۰۰	۰/۱۸۹۱۸۱٦	۰/۲٦۹۵۲۰٤
Old – ageDR	۰/۵٤۵۲۳۵۱	۰/۰۵۸۱۲٦۹	۹/۳۸	۰/۰۰۰	۰/٤۳۱۳۰۸۳	۰/٦۵۹۱٦۱۸

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس جدول فوق متغیر وابسته با یک وقفه تأثیر مثبت و معنی‌داری بر خودش دارد. اثر متغیر درآمد سرانه بر سهم مصرف از درآمد، منفی و معنادار برآورد شده است، به‌نحویکه با افزایش یک درصد در درآمد سرانه به‌طور متوسط ۰/۰۰۰۲ سهم مصرف از درآمد در ۱۵۸ کشور کاهش می‌یابد. از سوی دیگر اثر رشد جمعیت بر سهم مصرف از درآمد مثبت و معنی‌دار است، به‌گونه‌ای با افزایش یک درصد رشد جمعیت، سهم مصرف از درآمد به‌طور متوسط ۰/۳٤۲ در ۱۵۸ کشور افزایش می‌یابد. نرخ وابستگی جوانان تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سهم مصرف از درآمد دارد، یعنی با افزایش یک درصد نرخ وابستگی جوانان، سهم مصرف از درآمد به‌طور 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 به‌طور متوسط ۰/٥٤٥ 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 داشته‌اند.

جمع‌بندی 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 ۱۹٦۰–۲۰۲۱ 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) خلاصه‌ای 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
	کوتاه‌مدت	بلندمدت	
RSGDPpc	(–)، معنی‌دار	(–)، معنی‌دار	(–)، معنی‌دار
Popgrowth	(+)، غیرمعنی‌دار	(+)، معنی‌دار	(+)، معنی‌دار
YouthDR	(+)، معنی‌دار	(+)، معنی‌دار	(+)، معنی‌دار
Old – ageDR	(+)، معنی‌دار	(+)، معنی‌دار	(+)، معنی‌دار

منبع: یافته‌های 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 به‌تبع 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 مودیگلیانی برای کشور ایران و گروه کشورها 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، به‌عبارت‌دیگر 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 درآمد سرانه تاثیر منفی و معنی‌داری بر سهم مصرف از درآمد داشته است و اثر متغیرهای رشدجمعیت، نرخ وابستگی جوانان و نرخ وابستگی سالمندان تاثیر 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 درحال‌توسعه 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، عبداله (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(۱و۲)، 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://qjfep.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

باستانی‌فر، ایمان، و هادوی‌نی،ا 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 آباده، مرضیه، و محمدی قلعه تکی، سمیه (۱۳۹٤). رابطه حمایت اجتماعی و شوخ‌طبعی با امید به زندگی در سالمندان شهر یزد. *فصلنامه پرستاری سالمندان*، ۱(٤)، ۲٤-۳۵. http://jgn.medilam.ac.ir/article-1-131-fa.html

تشکینی، احمد (۱۳۸٤). اقتصادسنجی کاربردی به کمک microfit. تهران، موسسه فرهنگی هنری دیباگران. https://www.gisoom.com/book/1356183

جلایی، سیدعبدالمجید، قاسمی، امین، و ستاری، امید (۱۳۹٤). شبیه‌سازی تابع مصرف و پیش‌بینی میزان مصرف ایران تا افق ۱٤۰٤ با استفاده از الگوریتم ژنتیک و الگوریتم بهینه‌سازی انبوه ذرات (PSO). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۵(۲)، ۲۷-٤۷. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-5314-fa.html

خدیو، 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 مدل‌سازی اقتصادسنجی*، ۵(۲)، ۹۵-۱۱۷. https://doi.org/10.22075/jem.2020.20278.1459

دادار، ام‌البنین و سیده محبوبه، جعفری، (۱۳۹۹). بررسی تأثیر رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و سهام شناور آزاد بر بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM). *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*، ۹(۳٤)، 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 جمعیت‌شناسی ایران*، ۹(۱۸)، ۱۱۹-۱٤٤. https://www.jpaiassoc.ir/article_23423.html

دهقان دهنوی، محمدعلی، بت‌شکن، محمدهاشم، سلیمی، محمدجواد و باقری، کوپائی میثم (۱٤۰۰). بررسی تأثیر شاخص‌های کالایی جهانی منتخب بر شاخص استخراج کانه‌های فلزی بورس اوراق بهادار تهران. *نشریه چشم‌انداز 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 پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱٦(۳)، ۱۳۱-۱۵۳. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-7536-fa.html

شیری، محمد (۱۳۹٤). مطالعه تأثیر ساختار جمعیت و تحولات جمعیتی- اجتماعی خانوار بر تغییرات الگوی مصرف در ایران طی دوره زمانی ۱۳٦۳-۹۲. پایان‌نامه دکتری، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه تهران.

عرب مازار، عباس و کشوری شاد، علی (۱۳۸٤). بررسی اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر رشد اقتصادی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۵(۱۵)، ۲۷-۵۱. https://sid.ir/paper/86561/fa

علی‌پور، بهزاد، پدرام 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(٥٤)، 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(٦)، ۸۰–۹۱. https://sid.ir/paper/526447/fa

قاسمی، حامد، براری چناری، عباس و یوسف (۱٤۰۰). بررسی مفهوم مصرف‌کننده در بورس اوراق بهادار. *فصلنامه تحقیقات حقوقی*، ۲٤(۹۳)، ۱۱۹–۱٤۲. https://doi.org/10.22034/jlr.2019.169469.1320

قاسمی نسب. سمیرا، مداح، مجید ، عرب مازار، عباس و ایزدخواستی، حجت (۱٤۰۰). 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 (۱٤۰۱). برآورد تقاضای مصرفی مسکن در ایران. *سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۱(۱)، ٤۰–٦۷. https://doi.org/10.34785/J025.2022.002

قویدل، صالح، و میرغیاثی مرادی، نسیم (۱۳۹٦). پیری جمعیت، امید زندگی و رشد اقتصادی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۲(۷۳)، ۱۵۹–۱۹٦. 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*، ۱٦(۳۲)، ۱۹۳–۲۱۰. doi: https://doi.org/10.30471/iee.2019.5497.1775

کوششی، مجید و نیاکان، لیلی (۱٤۰۰). برآورد و تحلیل نخستین سود جمعیتی در ایران. *نامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران*، ۱٦(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(٦)،۲۸۳–۲۰۷. https://jiee.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)، ۱۸۳–۱۹٦. 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(٤)، ۱–۲۸. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-19303-fa.html

مهدی‌زاده راینی، محمدجواد، محمدی، حمید، سالارپور، ماشالله، و ضیایی، سامان (۱٤۰۱). بررسی رابطه آزادی اقتصادی و رفاه اجتماعی در ایران بر اساس شاخص آمارتیاسن از رفاه اجتماعی. *اقتصاد مالی*، ۱٦(۱)، ۲۸۱-۳۰۸. https://sid.ir/paper/964482/en

میرزایی، محمد، دارابی، سعداله و باباپور، میترا (۱۳۹٦). سال‌خوردگی جمعیت در ایران و هزینه‌های رو به افزایش بهداشت و درمان. *سالمند*، ۱۲(۲)، ۱۵۹-۱٦۹. http://salmandj.uswr.ac.ir/article-1-1226-fa.html

میرمعزی، سیدحسین (۱۳۸٤). الگوی مصرف کلان در جامعه اسلامی. *اقتصاد اسلامی*، ۵(۲۰)، ۳۳-۵٦. https://eghtesad.iict.ac.ir/article_16614.html

میری، ندا، مداح، مجید، و راغفر، حسین (۱۳۹۷). سالمندی و رشد اقتصادی. *سالمند*، ۱۳(۵)، ٦۲٦-٦۳۷. 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*، ٦(۲)، ۹۳-۱۰۵. https://journals.razi.ac.ir/article_1482.html?lang=en

نصرالهی وسطی، لیلا، و آقایاری هیر، توکل (۱۳۹٦). تحلیل دینامیکی جمعیت و پیامدهای اقتصادی آن با استفاده از رویکرد سیستمی. *توسعه اجتماعی (توسعه انسانی سابق)*، ۱۱(۳)، ۱٦۷-۱۹٤. https://doi.org/10.22055/qjsd.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*، ۱٤(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.

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. *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

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", J*ournal 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