

МОДЕЛИРАНЕ НА РАЗПРЕДЕЛЕНИЕТО НА БАНКОВИТЕ ДЕПОЗИТИ НА ДОМАКИНСТВАТА В БЪЛГАРИЯ

Петър Пешев*

Увод

Темата с неравенството на разпределението на богатството е много по-актуална от неравенството в разпределението на доходите, като коефициентът Джини на богатството е средно два пъти по-голям (вж. Shorrocks et al., 2018). Данните на Global Wealth Databook показват, че най-богатият децил в света притежава 85% от световното богатство, докато най-бедният децил се "задоволява" с под 1 % (вж. пак там). След Голямата рецесия трендът на нарастване на неравенството в разпределението на богатството е възходящ, което отново прави темата за справедливото разпределение на доходи и богатство много актуална. Доказателство за търсенето на по-голяма социална справедливост са изборните резултати в редица развити и развиващи се страни, в които се избират несистемни партии и личности, често заради популистки тези и утопии, които никога не биват имплементирани в реална икономическа политика.

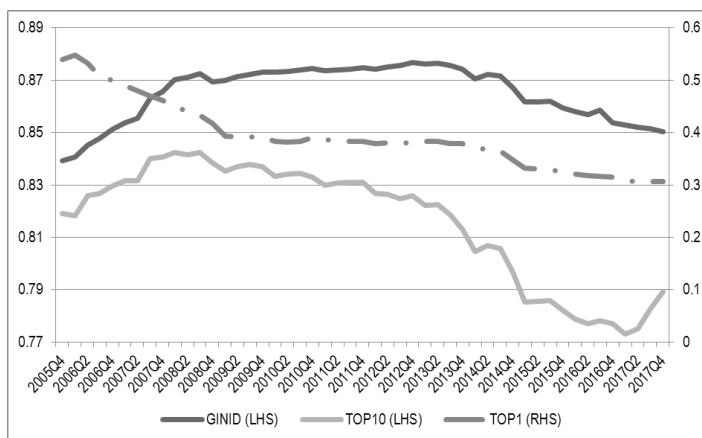
Ако проблемът със социалната и икономическа справедливост не се адресира правилно, дори и най-богатият 1% може да се окаже в ситуация на влошено и застрашено благосъстояние. Социалното недоволство може да ескалира в неконтролируем хаос, който може да доведе до сериозно отклонение от дългосрочния тренд на развитие за отделната страна, което не веднъж се е случвало в исторически план.

За България, като страна, която конвергира към средните за ЕС показатели, разпределението на доходите и богатството оставя впечатление за сериозно неравенство. Богатството в страната е нараснало от 3.95 хил. щ.д. през 2005 г. до 23.9 хил. щ.д. през 2018 г. или с 500% (в нетно изражение), което е сред най-бързите темпове сред страните членки по данни на Global Wealth Databook за 2018 г. (вж. Shorrocks et al., 2018). Финансовото богатство на средностатистически възрастен българин е с тегло от над 50%, като банковите депозити преобладават (вж. пак там). Именно поради това може да се допусне, че разпределението на банковите депозити на домакинствата

* Петър Пешев, доктор, главен асистент, катедра "Икономика", УНСС, email: p.peshev@unwe.bg

е добро приближение към действителното разпределение на богатството на домакинствата в страната.

Използвайки публично достъпни данни, публикувани от БНБ, се изчисляват данни за най-богатите 1%, 10% и коефициент на Джини. Видно от фиг. 1 тенденцията и при трите показателя за равномерността в разпределението на банковите депозити е низходяща в периода между края на 2005 и 2017 г. Към края на 2017 г. най-богатият 1% притежава 31% от паричната стойност на депозитите в страната, докато най-богатият децил е собственик на близо 80% от банковите депозити на домакинствата, докато коефициентът на Джини е със стойност от 0.85.



Източник: По данни на БНБ

Фиг. 1. Динамика на най-богатия 1 %, 10% и на коефициент на Джини

Използването на коефициента на Джини на банковите депозити на домакинствата от една страна и на макроикономически променливи от друга, позволява извеждането на зависима и независими променливи, с които да се обясни динамиката на зависимата променлива. В настоящата статия инфлацията, цените на реалните и финансовите активи, лихвените проценти, задълбочаването на финансовото посредничество; се използват за моделирането на неравенството в разпределението на депозитното богатство на домакинствата, измерено чрез коефициента на Джини. Основна цел на настоящото изследване е извеждане на дългосрочните детерминанти на коефициента на Джини, респ. на неравенството при разпределението на банковите депозити на домакинствата.

Данни и методология

Променливи

За моделиране на разпределението на банковите депозити на домакинствата се използват следните променливи, с които на проверка се подлага периодът между четвъртото трим. на 2005 г и четвъртото трим. на 2017 г. Изборът на променливи е продиктуван от анализ на публикациите по темата, както и на база обезпечеността с данни и корелационната им зависимост.

Зависима променлива

Зависимите променливи са изчислени чрез публично достъпни данни на БНБ. На месечна база БНБ публикува данни за броя и размера на депозитите според паричния им размер. Разпределението на банковите депозити е в интервалите: до BGN 1 000; между 1 000 и BGN 2 500; между 2 500 и BGN 5 000; между 5 000 и BGN 10 000; между 10 000 и BGN 20 000; между 20 000 и BGN 30 000; между 30 000 и BGN 40 000, между 40 000 и BGN 50 000; над BGN 50 000.

В настоящия доклад обект на изследване е неравенството в разпределението на банковите депозити на домакинствата, измерено чрез коефициент на Джини (Депозитен коефициент на Джини) – **GINID**, по подбие на методологията на Peshev (2015). Депозитният коефициент на Джини се изчислява като разлика между областта на кривата на идеалното равенство (45° линия) и кривата на Лоренц (кривата на действителното разпределение) на депозитите, разделена на площта на идеалното равенство. Площта на действителното разпределение на депозитите, се изчислява чрез допускания за следния определен интеграл:

$$B = \int_0^1 f(x)dx, \quad (1)$$

Където, $f(x)$ е полином от n -та степен.

Независими променливи

Изборът на независими променливи е подчинен на анализ на публикации по темата, които подпомагат избора на независими променливи. Piketty (2014) разглежда неоптималното данъчно облагане като фактор за неравенството в разпределението на богатото, докато темпът на растеж е фактор за неравенството според Варго (2000) и Piketty (1997). Задълбочаване на финансовото посредничество се разглежда като детерминанта на неравенството в разпределението на богатството от Dabla-Norris et al. (2015). Връзката между

цените на акциите и жилищните имоти от една страна и неравенството в разпределението на богатството от друга, се разглежда от Wolff (1998), Benjamin et al. (2004). Инфлацията предопределя динамиката на неравенството на богатството във фундаменталния труд "Capital in the 21st Century" на Piketty (2014).

Независими (обясняващи) променливи: DY – съотношение между депозитите на домакинствата и БВП; HPR – Индекс на цените на жилищните имоти (2010=100); id – Лихвените по депозитите на домакинствата; $\text{Log}(Y)$ – естествен логаритъм на реалния тримесечен БВП (сезонно изгладени стойности); $\text{Log}(CPI)$ – естествен логаритъм на ИПЦ; LY – Съотношение между кредитите на домакинствата към БВП; $SFXR$ – Дефлирана стойност на борсовия индекс SOFIX.

След проведени тестове за стационарност се установи, че използваните променливи (зависима и независими) са преобладаващо нестационарни, с малки изключения са стационарни при нивата на променливите, но преобладаващо са стационарни при първите разлики на променливите. Тази характеристика налага използването на метода на Pesaran and Shin (1999) и Pesaran et al. (2001), аналогично на Peshev et al. (2019). Методологията на Pesaran and Shin (1999) и Pesaran et al. (2001) позволява извеждането дългосрочните взаимозависимости между независимите и зависимите променливи, като се използва следният формализиран динамичен модел с механизъм за коригиране на грешката:

$$\Delta Y_t = c + \phi Y_{t-1} + \theta_k x_{k,t-1} + \sum_{m=1}^n \eta_m \Delta Y_{t-m} + \sum_{m=1}^n \xi_m \Delta X_{k,t-m} + \gamma_n d_{n,t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

където:

ΔY_t – Първи разлики на зависимата променлива; c – константа; ϕ – авторегресионен коефициент, свързан с първия лаг на зависимата променлива (коефициентът трябва да е с отрицателен знак, за да е валиден механизъм за коригиране на грешката, като неравновесието в модела се намалява с всяко следващо тримесечие); Y_{t-1} – първи лаг на зависимата променлива; θ_k – коефициент на $k^{\text{та}}$ обясняваща променлива; η_m – авторегресионен коефициент, свързан с първите разлики на зависимата променлива; ΔY_{t-m} – първи разлики на зависимата променлива за лаг "t-m"; ξ_m – коефициент, свързан с първите разлики на независимите променливи; $\Delta X_{k,t-m}$ – първи разлики на $k^{\text{та}}$ независима променлива за лаг "t-m"; γ_n – коефициент пред дъми променливите; $d_{n,t}$ – дъми променливи; ε_t – остатък (грешка) на динамичния модел.

Основни резултати и изводи

С използваните променливи се създават три ARDL модела, които преминават успешно тестовете за отсъствие на серийна корелация и хетероскедастичност, като потвърждават нормалността на разпределението на остатъка (грешката). Приложен е Ф-тест на Валд върху променливите при нивата им с един лаг, като са използвани референтните стойности, публикувани от Nagayan (2005). В резултат използваните зависими и независими променливи са коинтегрирани, което позволява извеждането на дългосрочни зависими посредством коинтеграционните уравнения, представени в подраздел "Дългосрочни резултати".

Модел А

$$\begin{aligned} \Delta GINID = & +0.455 -0.241 GINID_{(t-1)}^{**} -0.026 LNY_{(t-1)}^{*} -0.105 LY_{(t-1)}^{*} -0.026 \\ & SFXR_{(t-1)} +0.001 HPR_{(t-1)} +0.003 ID_{(t-1)}^{**} -0.152 \Delta GINID_{(t-1)}^{*} -0.345 \Delta GINID_{(t-2)} \\ & -0.432 \Delta GINID_{(t-3)}^{**} +0.01 \Delta LNY_{(t-1)} +0.158 \Delta LY_{(t-1)} -0.158 \Delta LY_{(t-2)} +0.057 \\ & \Delta SFXR_{(t-1)} +0.032 \Delta SFXR_{(t-2)} +0.0520.037 \Delta SFXR_{(t-3)}^{**} +0.001 \Delta HPR_{(t-1)} \\ & +0.001 \Delta HPR_{(t-2)} +0.001 \Delta HPR_{(t-3)} -0.003 \Delta ID_{(t-1)}^{**} \quad (3) \end{aligned}$$

където: с *, **, *** са означени статистическа значимост при ниво на значимост от 10%, 5% и 1% респективно.

Model B

$$\begin{aligned} \Delta GINID = & 0.35^{*} -1.301 GINID_{(t-1)}^{***} -0.008 DY_{(t-1)}^{*} +0.17 LNCPI_{(t-1)}^{***} +0.786 \\ & \Delta GINID_{(t-1)}^{**} -0.024 \Delta GINID_{(t-2)} +0.087 \Delta GINID_{(t-3)}^{**} +0.299 \Delta GINID_{(t-4)} +0.060 \\ & \Delta DY_{(t-1)} +0.048 \Delta DY_{(t-2)} +0.040 \Delta DY_{(t-3)} +0.008 \Delta DY_{(t-4)} +0.007 \Delta DY_{(t-5)} +0.10 \Delta DY_{(t-6)} \\ & ** -0.160 \Delta LNCPI_{(t-1)}^{***} -0.08 \Delta LNCPI_{(t-2)}^{*} -0.04 \Delta LNCPI_{(t-3)} -0.046 \Delta LNCPI_{(t-4)} \\ & -0.062 \Delta LNCPI_{(t-5)}^{***} -0.004 \Delta LNCPI_{(t-6)}^{*} -0.002 TREND^{*} \quad (4) \end{aligned}$$

където: с *, **, *** са означени статистическа значимост при ниво на значимост от 10%, 5% и 1% респективно.

Model C

$$\begin{aligned} \Delta GINID = & -0.427^{***} -0.168 GINID_{(t-1)} +0.089 LNCPI_{(t-1)}^{***} +0.067 \\ & SFXR_{(t-1)}^{***} -0.148 DY_{(t-1)}^{***} -0.105 LY_{(t-1)}^{**} -0.484 \Delta GINID_{(t-1)} \\ & -0.44 \Delta GINID_{(t-2)} -0.518 \Delta GINID_{(t-3)}^{***} -0.101 \Delta LNCPI_{(t-1)}^{***} -0.049 \Delta LNCPI_{(t-2)} \\ & -0.022 \Delta SFXR_{(t-1)} -0.008 \Delta SFXR_{(t-2)} +0.003 \Delta SFXR_{(t-3)} +0.256 \Delta DY_{(t-1)}^{***} +0.215 \\ & \Delta DY_{(t-2)}^{***} +0.172 \Delta DY_{(t-3)}^{***} +0.113 \Delta DY_{(t-4)}^{**} +0.003 \Delta LY_{(t-1)} -0.176 \Delta LY_{(t-2)}^{*} \quad (5) \end{aligned}$$

където: с *, **, *** са означени статистическа значимост при ниво на значимост от 10%, 5% и 1% респективно.

Дългосрочни резултати

Модел А

$$\text{GINID} = 0.084 \text{ LOG(Y) ***} + 0.281 \text{ LY ***} + 0.05 \text{ SFXR ***} - 0.001 \text{ HPR ***} + 0.003 \text{ ID ***} + \text{Residual}; \quad (6)$$

където: с *, **, *** са означени статистическа значимост при ниво на значимост от 10%, 5% и 1% респективно.

Модел В

$$\text{GINID} = -0.597 \text{ C ***} + 0.102 \text{ DY ***} + 0.168 \text{ LOG(CPI) ***} - 0.002 \text{ @TREND ***} + \text{Residual}; \quad (7)$$

където: с *, **, *** са означени статистическа значимост при ниво на значимост от 10%, 5% и 1% респективно.

Модел С

$$\text{D(GINID)} = -0.233 \text{ C *} + 0.122 \text{ LOG(CPI) ***} + 0.013 \text{ SFXR *} + 0.128 \text{ DY ***} + 0.115 \text{ LY ***} - 0.002 \text{ @TREND ***} + \text{Residual}; \quad (8)$$

където: с *, **, *** са означени статистическа значимост при ниво на значимост от 10%, 5% и 1% респективно.

Посредством коинтеграционните зависимости се разкриват дългосрочните връзки между независимите и зависимата променлива. Цените на имотите имат не голямо негативно значение за коефициента на Джини, докато цените на акциите в по-голяма степен способстват неравномерното разпределение на банковите депозити на домакинствата, в полза на по-големите държатели на депозити.

Инфлацията има позитивно влияние върху неравенството в разпределението на банковите депозити.

Задълбочаване на финансовите услуги в страната, измерено чрез съотношението между банковите депозити на домакинствата и БВП, способства за увеличаване на неравенството в дългосрочен период, в синхрон с резултатите на Lopez (2004).

Икономическият растеж има положително въздействие върху коефициента на Джини, респ. върху неравенството в разпределението на банковите

депозити на домакинствата. Лихвените проценти по депозитите имат слабо правопропорционално влияние върху динамиката на коефициента на Джини.

Заклучение

Неравенството в разпределението на финансовото богатство под формата на банкови депозити до голяма степен е индикативно за неравенството в разпределението на богатството. Изчисленият, чрез депозитите на домакинствата, коефициент на Джини сигнализира за голямо неравенство в разпределението на депозитите на домакинствата въпреки низходящия тренд в дела на най-богатия персентил и децил.

Изведените дългосрочни зависимости, представени чрез коинтеграционните уравнения, разкриват, че неравенството при разпределението на банковите депозити е в дългосрочна положителна зависимост от задълбочаването на финансовите услуги, цените на акциите, търгувани на БФБ, както и от лихвените проценти по депозитите на домакинствата и от динамиката на БВП. От разгледаните променливи, единствено цените на имотите има отрицателен негативен ефект върху коефициента на Джини.

Референции:

- Barro, R. J., (2000), Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of economic growth*, 5(1), 5-32.
- Kuznets, S., (1955), Economic growth and income inequality. *The American economic review*, 45(1), pp.1-28.
- Laitner, Jh., (2001), Secular Changes in Wealth Inequality and Inheritance. University of Michigan Research Retirement Center, Working Paper 2001-020, pp. 1-43.
- Lopez, J. H., (2004), Pro-poor growth: a review of what we know (and of what we don't). Washington DC, Banco Mundial.
- Narayan, P. K., (2005), The saving and investment nexus for china: evidence from cointegration tests". *Applied Economics*, 37, 1979-1990.
- Pesaran, M. and Shin, Y., (1999), An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. Chapter 11 in S. Strom (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge University Press, Cambridge. (Discussion Paper version.)
- Pesaran, M., Shin, Y. and Smith, R., (2001), Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, (16), pp. 289–326.
- Peshev, P., (2015), Analysis of the Wealth Inequality Dynamics in Bulgaria: Different Approach. *Economic Alternative* (4), pp. 29-33.

Peshev, P., Stattev, S., Stefanova, K., & Lazarova, M., (2019), Financial Wealth Inequality Drivers in a Small EU Member Country: An Example from Bulgaria during the Period 2005-2017. *Economic Studies journal*, (2), 41-72.

Piketty, T., (1997), The dynamics of the wealth distribution and the interest rate with credit rationing. *The Review of Economic Studies*, 64(2), 173-189.

Piketty, T., (2014), *Capital in the 21st Century*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Shorrocks, A., J. Davies, Liberas, D., (2018), *Global Wealth Databook*, Credit Suisse Research Institute, p. 167.

Wolff, E., (1998), Recent Trends in the Size Distribution of Household Wealth. *Journal of Economic Perspectives*, 12 (3), pp.131-150.

МОДЕЛИРАНЕ НА РАЗПРЕДЕЛЕНИЕТО НА БАНКОВИТЕ ДЕПОЗИТИ НА ДОМАКИНСТВАТА В БЪЛГАРИЯ

Резюме

Използване на данните на Българска народна банка за банковите депозити на домакинствата позволява създаване на иконометрични модели за изследване на неравенството в разпределението им. Изчисляването на Джини коефициент чрез данните за депозитите на домакинствата служи за създаването на зависими променливи за финансово неравенство, които да бъдат моделирани. Финансовото неравенство в страната, в периода 2005-2017 г. е подвластно на промените в редица макроикономически променливи, които могат да имат различно влияние в краткосрочен и дългосрочен период.

Ключови думи: неравенство в разпределение на депозитите, финансово богатство, Джини коефициент на банковите депозити на домакинствата

JEL: C32, D31, D63, E21

MODELING THE DISTRIBUTION OF HOUSEHOLD BANK DEPOSITS IN BULGARIA

Petar Peshev*

Abstract

Using Bulgarian National Bank's data on households' bank deposits facilitates the creation of econometric models for the study of inequality in their distribution. Calculation of the Gini coefficient by household's bank deposits data serves to create a dependent variable for modeling financial inequality. The financial inequality in the country over the period 2005-2017 is determined by the changes in a number of macroeconomic variables that may have different impacts in the short and long term.

Key words: financial wealth, inequality in distribution of deposits, Gini coefficient of households' bank deposits

JEL: C32, D31, D63, E21

* Petar Peshev, PhD, Chief Assist. Prof., Department of Economics, UNWE, email: p.peshev@unwe.bg