

ISSN 2709-4227

Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің

ЭКОНОМИКАЛЫҚ ШОЛУЫ

№ 2, арнайы шығарылым, 2024



ҚАЗАҚСТАН ҰЛТТЫҚ БАНКІ

Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің ЭКОНОМИКАЛЫҚ ШОЛУЫ

Баспагер: Қазақстан Республикасының Ұлттық Банкі

Басылымның редакциялық алқасы

Бас редактор:

В. А. Тутушкин, ҚРҰБ Төрағасының орынбасары

Бас редактордың орынбасары:

А. М. Баймағамбетов, ҚРҰБ Төрағасының орынбасары

С. Б. Ағамбаева

ҚРҰБ Зерттеулер және талдама орталығы – департаменті

К. Е. Жусанғалиева

ҚРҰБ Зерттеулер және талдама орталығы – департаменті

Шығарылымға жауапты:

А. В. Есафьева, ҚРҰБ Зерттеулер және талдама орталығы – департаменті

Мақала авторларының ойы мен пікірі Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің ресми ұстанымы болып табылмайды және онымен сәйкес келмеуі мүмкін.

ISSN 2709-4227

Арнайы шығарылым Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің «Экономикалық дамудың сын-қатерлері мен перспективалары» ғылыми-практикалық конференция-семинарына арналған.

Бұл нөмірде 2024 жылғы 3 мамырда Алматы қаласында өткен «Экономикалық дамудың сын-қатерлері мен перспективалары» атты ғылыми-тәжірибелік конференция-семинарындағы Ұлттық Банк қызметкерлері мен академиялық қоғамдастықтың зерттеулері қамтылған.

Конференцияға экономика және қаржы саласындағы тәуелсіз сарапшылар, академиялық қоғамдастықтың, ғылыми орталықтардың, қаржы ұйымдары мен халықаралық ұйымдардың, мемлекеттік мекемелердің өкілдері қатысты.

Конференция екі сессиядан тұрды және онда экономика саласындағы өзекті мәселелер талқыланды.

Макроэкономикалық саясаттың тиімділігі мен оны үйлестіруге арналған бірінші сессияда экономика мен қаржы орнықтылығының негізін құрайтын аспектілер қарастырылып, еңбек нарығы және оның ақша-кредит саясаты мен инфляциялық процестермен байланысы туралы мәселелер қамтылған зерттеулер ұсынылды.

Екінші сессия қаржы нарығының күніміздегі қиындықтары мен мүмкіндіктеріне арналды. Бағалы қағаздар нарығының кәсіби қатысушылары, үй шаруашылықтары және қаржы алаяқтарымен бетпе-бет келген қарапайым азаматтарға дейінгі қаржы нарығына қатысушылардың әртүрлі санаттары тап болған дағдарыстар қарастырылды.

Конференция Ұлттық Банктің ашық ақша-кредит саясатының жалғасы және қоғаммен, сарапшылармен, зерттеушілермен және мемлекеттік органдармен одан әрі жұмыс пен диалог үшін іргелі негіз болды.

Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің
ЭКОНОМИКАЛЫҚ ШОЛУЫ

№ 2, арнайы шығарылым, 2024

МАЗМҰНЫ

1-сессия. Тиімді макроэкономикалық саясат пен макроэкономикалық үйлесім: орнықты экономиканың негіздері	6
Тәуекел шын мәнінде маңызды: мұнайды экспорттаушы елдің шағын экономикасы жағдайындағы белгісіздіктің күтпеген өзгерісі <i>Н. Абилов</i>	7
Қазақстандағы фискалдық мультипликаторлар <i>Ә. Б. Рысбаева, А. Б. Ханет</i>	24
Монетарлық саясаттың трансмиссиялық тетігі аясында жалақы қатаңдығының инфляцияға әсері <i>З. М. Әділханова</i>	45
2001-2021 жылдар кезеңіндегі Қазақстан экономикасындағы еңбек нарығы мен инфляциялық процестердің өзара байланысының ерекшеліктері: іске асыру теориясы мен практикасы <i>Б. Тәтібеков, А. Әбдіразақова</i>	60
2-сессия. Қаржы нарығы: экономиканы сапалы өсірудегі қиындықтар мен мүмкіндіктер	62
Азиядағы жасыл облигацияларды ілгерілетудегі мемлекеттік қолдау: эмпирикалық деректер <i>Д. Ажғалиева, З. Капсалямова</i>	63
Бастапқы орналастырудағы бағаланбау құбылысы қаржылық алыпсатарлардың аш көздігімен түсіндіріледі <i>М. Яндиев</i>	65

Қаржылық алаяқтыққа, атап айтқанда пирамидаларға, интернет және телефон алаяқтығына қарсы іс-қимыл <i>М. Еселева-Пионка, М. Кенжегаранова, А. Азимбекова, А. Кусниева, А. Байбекова</i>	86
Үй шаруашылықтарының берешегі, гетерогенділігі және қаржылық тұрақтылығы: Қазақстан мысал ретінде алынды <i>А. Алдашев, Б. Баткеев</i>	90
Қазақстандағы макроэкономикалық белсенділік және капиталдың контрциклдік буфері <i>Ж. Ібраев</i>	92



1-сессия.

**Тиімді макроэкономикалық саясат пен
макроэкономикалық үйлесім: орнықты
экономиканың негіздері**



Тәуекел шын мәнінде маңызды: мұнайды экспорттаушы елдің шағын экономикасы жағдайындағы белгісіздіктің күтпеген өзгерісі

Н. Абилов – Кавказ, Орталық Азия және Моңғолия елдерінде әлеуетті дамыту жөніндегі ХВҚ өңірлік орталығы, Алматы, Қазақстан

Біз бұл мақалада экономикалық қызметтің негізін мұнай бағасы құрайтын мұнай экспорттаушы экономикадағы белгісіздіктің ролін талдаймыз. Осылайша, көбінесе тәуекел сыйлықақысы, өнімділік пен ақша-кредит саясаты күрт өзгеруі тәңірегіндегі белгісіздікке назар аударатын әдебиетке қарағанда, біз мұнай бағасына қатысты белгісіздіктің экономикаға әсерін қарастырамыз. Қазақстан үшін DSGE моделін құрып, стохастикалық құбылмалылық үдерістерін бағалаймыз. Мұнай бағасының дисперсиясы бір стандартты ауытқуға ұлғайғанда, шығарылым мен экспорт орнықты жағдайынан 0,7 п.п. және 2,1 п.п. төмендейді, ал инфляция баяу экономикалық белсенділіктен төмендейді деген тұжырымға келеміз. Модельде орталық банк белгісіздіктің теріс қарай өзгеруіне жауап ретінде инфляция мен шығарылымды орнықты жағдайына келтіру үшін ақша-кредит саясатын жеңілдетеді. Бұл тұжырым саясат әзірлеушілер экономиканың шамадан тыс өзгеруіне жол бермеу үшін болжамдарын бөліп қарап, белгісіздікке ден қою үшін негізді болып табылады.

Негізгі сөздер: DSGE моделі; мұнай бағасына қатысты белгісіздік; көп бөлікті іріктеу; құрастырылатын жағдай әдісі; Қазақстан.

JEL-сыныптау: E20, E32, E43.

Риск действительно имеет значение: шоки неопределенности в условиях малой экономики страны – экспортера нефти

Абилов Н. – Региональный центр развития потенциала для региона Кавказа, Центральной Азии и Монголии МВФ, Алматы, Казахстан

В этой статье анализируется роль неопределенности в экономике, экспортирующей нефть, где цена на нефть является важным фактором экономической деятельности. Таким образом, в отличие от литературы, которая в основном фокусируется на неопределенности вокруг премии за риск, производительности и шоков денежно-кредитной политики, в данной статье рассматривается влияние неопределенности цен на нефть на экономику. В статье описана модель DSGE для Казахстана и оцениваются процессы стохастической волатильности. Автор приходит к выводу, что выпуск и экспорт снижаются на 0,7 п. п. и 2,1 п. п. ниже устойчивого состояния в ответ на увеличение дисперсии цен на нефть на одно стандартное отклонение, в то время как инфляция снижается из-за вялой экономической активности. В ответ на негативный шок неопределенности центральный банк смягчает денежно-кредитную политику в модели чтобы вернуть инфляцию и выпуск в устойчивое состояние. Этот вывод является убедительным для того, чтобы разработчики политики сосредоточили внимание на распределении прогнозов и реагировали на неопределенность с целью избежать чрезмерной волатильности в экономике.

Ключевые слова: модель DSGE; неопределенность относительно цен на нефть; многочастичный фильтр; метод моделируемых моментов; Казахстан.

JEL-классификация: E20, E32, E43.

Risk indeed matters: uncertainty shocks in a small oil-exporting economy

Abilov N. – The Caucasus, Central Asia, and Mongolia Regional Capacity Development Center IMF, Almaty, Kazakhstan

In this paper, we analyze the role of uncertainty in an oil-exporting economy where the oil price is an important driver of economic activity. Thus, contrary to the literature that mainly focuses on uncertainty around risk premium, productivity and monetary policy shocks, we address the effect of oil price uncertainty on the economy. We build a DSGE model for Kazakhstan and estimate stochastic volatility processes. We conclude that output and exports decline by 0.7 p.p. and 2.1 p.p. below steady state in response to a one standard deviation increase in the variance of oil prices, while inflation falls due to sluggish economic activity. In response to the negative uncertainty shock, the central bank eases monetary policy in the model to bring inflation and output back to steady state. This finding makes it relevant for policymakers to focus on the distribution of forecasts and respond to uncertainty to avoid excessive volatility in the economy.

Key Words: DSGE model; Oil price uncertainty; Particle filter; Simulated method of moments; Kazakhstan.

JEL-Classification: E20, E32, E43.

1. Introduction

In this paper, we contribute to the literature on the effect of uncertainty on aggregate economic activity in a small oil-exporting economy using a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model with stochastic volatility. COVID-19 pandemic, geopolitical instability, tensions in the Middle East have all made the world a more uncertain place to live in and make decisions. These uncertainties spill over to financial markets, increasing the likelihood of extreme events. Our aim in this paper is to study how increased uncertainty affects. We analyze how increased uncertainty in the oil market and the risk premium on domestic assets translates into changes in aggregate macroeconomic variables. Although the effect of increased uncertainty of risk premium has been widely studied, the impact of uncertainty shocks in commodity markets on the economy has been largely neglected. Some studies show that the natural resource abundance does not by itself negatively affect growth but it is the increased volatility that stems from the resource abundance that has an adverse impact on growth (Joya, 2015; van der Ploeg and Poelhekke, 2009). In general, the role of oil price and risk premium shocks have been important in explaining the business cycle during the past two decades in Kazakhstan (Abilov, 2020; Konebayev, 2020). However, matching the volatile macroeconomic data in Kazakhstan requires large level shocks, while the most recent literature shows that wild fluctuations in emerging open economies could be due to the changes in the variance of shocks (Fernandez-Villaverde et al., 2011).

Engle (1982) was first to show that some macroeconomic time series feature time-varying volatility which has been later confirmed by Kim and Nelson (1999) and McConnell and Perez-Quiros (2000). As a result, there has been a rapid progress on the study of the role of uncertainty shocks in driving business cycle fluctuations. Ramey and Ramey (1995) show that volatility negatively affects growth for a sample of 92 countries. Bloom et al. (2016) show that various proxies of uncertainty are highly correlated with economic activity but they do not establish any causal relationship between them. Fernandez-Villaverde and Guerron-Quintana (2020) give a comprehensive treatment of the literature on the relationship between uncertainty and aggregate economic activity. Their research builds on earlier works which find that uncertainty shocks can generate significant fluctuations in the business cycle (Bloom, 2009; Fernandez-Villaverde et al., 2015b; Justiniano and Primiceri, 2008). They show that increased uncertainty interpreted as a shock to the volatility of the shock processes results in substantial changes in aggregate macroeconomic variables. Born and Pfeifer (2014) study the effect of policy uncertainty on

economic activity in the Euro area, and find that the increased policy risk has a negligible impact on aggregate variables due to the small magnitude of volatility shocks and the lack of amplification mechanisms in the model. On the other hand, Fernandez-Villaverde et al. (2015a) find that the policy risk has a significant impact on aggregate macroeconomic variables for the US. Basu and Bundick (2017) use an identified uncertainty shock in a DSGE model to show that increased demand uncertainty results in output contraction and significant declines in consumption and investment via firms' markup channel.

Most of the research on emerging economies we have mentioned focuses on the volatility of the interest rate at which emerging countries borrow as the main source of uncertainty shocks. However, some emerging economies depend to a large extent on the export of commodities with prices in the world market being important determinants of the domestic economic conditions and the ability of emerging economies to pay off the existing debt. Some studies show that increased oil price uncertainty has a significant negative impact on global economic activity (Jo, 2014; Thiem, 2018). Other studies focus on the effect of oil price uncertainty using a narrower measure of aggregate economic performance such as industrial production (Aye et al., 2014; Elder, 2018; Smiech et al., 2021). More specifically, Smiech et al. (2021) show that an oil price uncertainty shock results in declining industrial production for a set of oil-exporting countries using a Bayesian structural vector autoregression (SVAR). In general, there is a paucity of literature on the effect of oil price uncertainty on aggregate variables in oil-exporting emerging economies. This research is aimed at filling this gap, and in comparison to empirical approaches to evaluating the effect of oil price uncertainty on the economy, we build a DSGE model for the economy of Kazakhstan that depends on the export of oil, and we assume that the volatility of an oil price shock in the model is a stochastic process. The assumption that the variance of a structural shock itself is a time-varying process allows us to quantify the effect of oil price uncertainty on endogenous variables and describe the propagation mechanisms at work.

There are several works that build a DSGE model for Kazakhstan explicitly accounting for the dependence of the economy on oil exports (Abilov, 2020; Algozhina, 2022; Konebayev, 2020). These models allow us to analyze the effect of only the level shocks on aggregate variables because the models are solved using a first-order approximation around the steady state. However, accounting for the effect of the volatility of a shock on endogenous variables requires a third-order approximation because the volatility term does not enter the first-order approximation due to certainty equivalence, and it appears only in cross-product terms in the second-order approximation (Fernandez-Villaverde et al., 2011). It is only in the third-order approximation volatility appears as a separate term allowing to quantify of the effect of an uncertainty shock on endogenous variables while keeping the level of the shock unchanged (Fernandez-Villaverde and Rubio-Ramirez, 2013).

The contribution of the present paper is twofold. First, we analyze the effect of oil price uncertainty on economic activity in a small oil-exporting economy using a DSGE model with stochastic volatility. Not only does it allow quantifying the impact of increased oil price uncertainty but also introduces economic reasoning to explain how endogenous variables are responding in the way they do to the volatility shock. Second, we confirm the findings of Fernandez-Villaverde et al. (2011) that a shock to the volatility of risk premium has a substantial negative impact on a small open economy.

In Section 2 we present the structure of the general equilibrium model and specify stochastic processes for exogenous shocks and their standard deviations. Section 3 describes the data and estimation technique we use for estimating the stochastic volatility processes and calculating the moments to be matched in the SMM estimation. Estimation results are presented in Section 4. The main part of the present paper is given in Section 5 where we quantify the effect of oil price uncertainty on economic activity and describe the transmission channel at work. Finally, we make concluding remarks in Section 6 and discuss future refinements that can be made to the model to strengthen the analytical results presented in this paper.

2. Model

To study the effect of uncertainty shocks we build a small-scale open economy model for Kazakhstan that consists of households, domestic producers, retail importers, the central bank and the foreign economy. The model features external habit formation, monopolistic competition in the domestic and imported goods market, price and wage stickiness. We assume that the economy generates export income from selling oil abroad which depends on the exogenously given price of oil. In addition, there are technology, monetary policy and risk-premium shocks in the model. All of the exogenous shocks have time-varying volatility specified as stochastic volatility processes as opposed to benchmark models that assume homoskedastic shocks.

2.1. Households

We assume that the economy is populated by a continuum of households $i \in (0, 1)$ whose preferences are identical. This means that there is a representative agent that maximizes his lifetime utility given by

$$\max E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{(C_{i,t} - bC_{i,t-1})^{1-\gamma}}{1-\gamma} - \zeta_t^h A_L \frac{(h_{i,t})^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L} \right) \quad (2.1)$$

where $C_{i,t}$ is consumption and $h_{i,t}$ is hours worked of household i . We assume that there is external habit formation captured by the parameter b . σ_L is the inverse of the Frisch elasticity of labor supply, and σ_q is the elasticity of substitution of real cash balances. A_L is a normalizing constant. The household i maximizes (2.1) subject to the household budget constraint given by

$$B_t + B_t^* + C_t - \frac{\psi}{2}(B_{t-1}^*)^2 = Y_t + (\exp(v_t^p) - 1) X_t, \quad (2.2)$$

where the household i receives income from working $\frac{W_{i,t}}{P_t}$, interest payments from domestic and foreign bond holdings from the previous period denoted by $B_{t-1}(i)$ and $B_{t-1}^*(i)$, respectively. The gross interest rates on domestic and foreign bonds are denoted by R_t and R_t^* , respectively. S_t is the nominal exchange rate that is defined as the price of foreign currency in terms of the domestic currency. In addition, each household i is entitled to a certain fraction ω_i of oil export income. X_t is the physical amount of oil exports and v_t^p is the exogenous price of oil in domestic currency given by the following AR(1)-process:

$$\log v_t^p = \rho_v \log v_{t-1}^p + e^{\sigma_t^p} \varepsilon_t^p \quad (2.3)$$

where the volatility term σ_t^p is given by the following stochastic volatility process:

$$\log \sigma_t^p = (1 - \rho_{\sigma^p}) \log \sigma^p + \rho_{\sigma^p} \log \sigma_{t-1}^p + \nu_t^p \quad (2.4)$$

and we assume that the shocks to the level and volatility of the oil price have the normal distribution with zero mean and unit variance. σ^p is the volatility of oil price in steady state.

The right-hand of (2.3) is the expenditure of the household i . The household spends his income on consumption, and purchases domestic and foreign bonds as a means of saving or dissaving. In addition, there is a cost associated with foreign indebtedness, meaning that the household pays a quadratic cost $\frac{\psi}{2} B_{t-1}^*(i)^2$ on foreign borrowing.

Aggregate consumption consists of domestic and imported consumption goods that are combined via a constant elasticity of substitution (CES) index:

$$C_t \equiv \left[(1 - \alpha)^{\frac{1}{\eta}} C_t^d \frac{\eta-1}{\eta} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} C_t^m \frac{\eta-1}{\eta} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (2.5)$$

where α is the share of imported consumption goods in the consumer basket and η is the elasticity of substitution between domestic and imported consumption goods denoted by C_t^d and

C_t^m , respectively. By maximizing 2.5 subject to the constraint $P_t^d C_t^d + P_t^m C_t^m = P_t C_t$ we derive the demand functions for domestic and imported consumption goods:

$$C_t^d = (1 - \alpha) \left(\frac{P_t^d}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (2.6)$$

$$C_t^m = \alpha \left(\frac{P_t^m}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (2.7)$$

where P_t^d and P_t^m are the prices of domestic and imported consumption goods, and P_t is the aggregate price index given by

$$P_t = \left[(1 - \alpha)(P_t^d)^{1-\eta} + \alpha(P_t^m)^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (2.8)$$

Households maximize their lifetime utility given by (??) subject to the budget constraint (2.3). Since all households face the same optimization problem their optimality conditions are the same, meaning that we can drop the index i in equilibrium. The first-order conditions of the households in equilibrium are given by

$$C_t : \quad \lambda_t = (C_t - bC_{t-1})^{-\gamma} \quad (2.9)$$

$$N_t : \quad \lambda_t = \frac{N_t^{\text{sigma}_L}}{W_t} \quad (2.10)$$

$$B_{t+1} : \quad \lambda_t = \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1} R_t}{\Pi_{t+1}} \right] \quad (2.11)$$

$$B_{t+1}^* : \quad \lambda_t = \beta E_t \left[\lambda_{t+1} \left(\frac{S_{t+1}}{S_t} \frac{R_t^*}{\Pi_{t+1}} v_t^r - \psi B_{t+1}^* \right) \right] \quad (2.12)$$

where $\Pi^t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ is the gross inflation rate and λ_t is the Lagrange multiplier. v_t^r is a risk-premium shock given by the following AR(1)-process:

$$\log v_t^r = \rho_r \log v_{t-1}^r + e^{\sigma_t^r} \varepsilon_t^r \quad (2.13)$$

where σ_t^r is the time-varying volatility of the risk-premium shock which has the following stochastic volatility process:

$$\log \sigma_t^r = (1 - \rho_{\sigma^r}) \log \sigma^r + \rho_{\sigma^r} \log \sigma_{t-1}^r + \nu_t^r \quad (2.14)$$

ε_t^r and ν_t^r have the standard normal distribution, and σ^r is the risk premium in steady state.

2.2. Firms

The domestic firms consist of two types: domestic producers and retail importers. Both types of firms use labor input N_t to produce consumption goods. The domestic firms sell differentiated consumption goods in the domestic market and they also export a certain share of consumption goods abroad. The retail importers purchase goods in the foreign economy, differentiate them by brand-naming and sell them in the domestic market. Both types of firms operate in monopolistic competition in the domestic economy whereas the price of exported consumption goods is determined in the world market, and thus it is given exogenously. The output of the domestic producer j is given by

$$Y_t(j) = z_t N_t(j) \quad (2.15)$$

where firm j combines labor input $N_t(j)$ and technology z_t to produce output $Y_t(j)$. The technology of the domestic producer is given as an exogenous AR(1)-process:

$$\log z_t = \rho_z \log z_{t-1} + e^{\sigma_t^z} \varepsilon_t^z \quad (2.16)$$

where σ_t^z is the time-varying volatility of the technology process given by

$$\log \sigma_t^z = (1 - \rho_{\sigma^z}) \log \sigma^z + \rho_{\sigma^z} \log \sigma_{t-1}^z + \nu_t^z \quad (2.17)$$

and we assume that both shocks to the level and volatility of technology are exogenously given by the standard normal distribution. σ^z is the volatility of technology in steady state.

Domestic firms minimize costs subject to their production function given by (2.15). Since labor is the only input used in production by firms, the marginal costs of firms are equal to the wage rate of households. As a result, the cost minimization problem of the domestic producers yields the following optimality condition:

$$W_t = z_t \quad (2.18)$$

which means that the wage rate equals the marginal product of labor. That is, the labor market is perfectly competitive in this model. At the same time, the retail importers do not hire labor input, but they purchase foreign goods at an exogenously given price $\frac{S_t P_t^*}{P_t}$, differentiate them at no cost by brand-naming and sell them in the domestic market. As a result, their marginal cost is given by

$$mc_t^m = \frac{S_t P_t^*}{P_t} \quad (2.19)$$

which is the price of imported goods in terms of domestic currency, i.e. there is a perfect exchange rate pass-through to import prices.

Since all firms in the domestic market operate in monopolistic competition, they have market power and can set prices. We assume that firms reset prices in a staggered fashion a la Calvo (Calvo, 1983). The Calvo pricing mechanism we have introduced in the price-setting behavior of firms implies that a certain fraction of domestic firms and retail importers cannot reset prices optimally in a given period with probability θ^d and θ^m , respectively. Every period all firms that are able to reset their price have to choose the optimal price P_t^{-s} for $s = \{d, m\}$ that maximizes their profit. A certain fraction of firms ω who cannot reoptimize index their price to last period's inflation. The resulting solution of the firm's price-setting decision takes a recursive form in two new auxiliary variables $g_t^{1,s}$ and $g_t^{2,s}$ ¹:

$$g_t^{1,s} = \lambda_t mc_t^s C_t^s + \beta \theta^s E_t \left(\frac{\Pi_t^\omega}{\Pi_{t+1}} \right)^{-\eta} g_{t+1}^{1,s} \quad (2.20)$$

$$g_t^{2,s} = \lambda_t \bar{\Pi}_t^s C_t^s + \beta \theta^s E_t \left(\frac{\Pi_t^\omega}{\Pi_{t+1}} \right)^{1-\eta} \left(\frac{\bar{\Pi}_t^s}{\bar{\Pi}_{t+1}^s} \right) g_{t+1}^{2,s} \quad (2.21)$$

$$\eta g_t^{1,s} = (\eta - 1) g_t^{2,s} \quad (2.22)$$

where $\bar{\Pi}_t^s = \frac{\bar{P}_t^s}{P_t}$ for $s = \{d, m\}$. Using the equations (2.20), (2.21) and (2.22) we can solve for the optimal price of firms in each period. The aggregate price index is given by

$$(P_t^s)^{1-\eta} = \theta^s (\Pi_{t-1}^\omega)^{1-\eta} P_{t-1}^{1-\eta} + (1 - \theta^s) \bar{P}_t^{1-\eta} \quad (2.23)$$

¹ See the appendix of the working paper version of Fernandez-Villaverde et al. (2015b).

for $s = \{d, m\}$. We normalize (2.23) by $(P_t^s)^{1-\eta}$ and obtain the following equation:

$$\theta^s \left(\frac{\Pi_{t-1}^\omega}{\Pi_t} \right)^{1-\eta} + (1 - \theta^s) \bar{\Pi}_t^{1-\eta} = 1 \quad (2.24)$$

2.3. Exports

We approach the modeling of the exportable goods sector with great care since they account for almost 40% of GDP in Kazakhstan. The exports of the country mainly consist of crude oil which is the main source of export income. The demand for export goods of the economy is given by

$$X_t = \alpha \left(\frac{P_t^d}{P_t^*} \right)^{-\eta_x} Y_t^* \quad (2.25)$$

where η_x is the elasticity of substitution between the exportable goods and the world output. the demand for exports X_t negatively depends on the relative prices of domestic and foreign goods but positively depends on the foreign output. The export income of the economy is given by the following equation

$$Y_t^x = v_t^p X_t \quad (2.26)$$

where Y_t^x represents the export income of the economy.

2.4. Central bank

The conduct of monetary policy is described by the Taylor rule of the central bank. The policy rate depends on lagged output, inflation and the change in the nominal exchange rate of the domestic currency. As a result, the Taylor equation is given by

$$R_t = R_{t-1}^{\rho_R} \left[Y_{t-1}^{\phi_Y} \Pi_{t-1}^{\phi_\pi} \left(\frac{S_t}{S_{t-1}} \right)^{\phi_s} \right]^{1-\rho_R} v_t^R \quad (2.27)$$

where v_t^R is an unexpected monetary policy shock with time-varying volatility. The monetary policy shock and its volatility have the following structure:

$$\log v_t^R = \rho_R^* \log v_{t-1}^R + e^{\sigma_t^R} \varepsilon_t^R \quad (2.28)$$

$$\log \sigma_t^R = (1 - \rho_{\sigma^R}) \log \sigma^R + \rho_{\sigma^R} \log \sigma_{t-1}^R + \nu_t^R \quad (2.29)$$

where ν_t^R is a shock to the volatility of monetary policy shock. Both shocks ε_t^R and ν_t^R have the standard normal distribution.

2.5. Foreign economy

We assume that the foreign output, inflation and interest rate are given exogenously and follow AR(1)-process:

$$\log Y_t^* = \rho_{Y^*} \log Y_{t-1}^* + e^{\sigma_t^{Y^*}} \varepsilon_t^{Y^*} \quad (2.30)$$

$$\log \pi_t^* = \rho_{\pi^*} \log \pi_{t-1}^* + e^{\sigma_t^{\pi^*}} \varepsilon_t^{\pi^*} \quad (2.31)$$

$$\log R_t^* = \rho_{R^*} \log R_{t-1}^* + e^{\sigma_t^{R^*}} \varepsilon_t^{R^*} \quad (2.32)$$

where the level shocks $\varepsilon_t^{Y^*}$, $\varepsilon_t^{\pi^*}$ and $\varepsilon_t^{R^*}$ have the standard normal distribution. The volatility of foreign output, inflation, and interest rate are also assumed to have time-varying volatility given by the stochastic volatility process:

$$\log \sigma_t^{Y^*} = (1 - \rho_{\sigma^{Y^*}}) \log \sigma^{Y^*} + \rho_{\sigma^{Y^*}} \log \sigma_{t-1}^{Y^*} + \nu_t^{Y^*} \quad (2.33)$$

$$\log \sigma_t^{\pi^*} = (1 - \rho_{\sigma^{\pi^*}}) \log \sigma^{\pi^*} + \rho_{\sigma^{\pi^*}} \log \sigma_{t-1}^{\pi^*} + \nu_t^{\pi^*} \quad (2.34)$$

$$\log \sigma_t^{R^*} = (1 - \rho_{\sigma^{R^*}}) \log \sigma^{R^*} + \rho_{\sigma^{R^*}} \log \sigma_{t-1}^{R^*} + \nu_t^{R^*} \quad (2.35)$$

where $\nu_t^{Y^*}$, $\nu_t^{\pi^*}$ and $\nu_t^{R^*}$ are shocks to the volatility of foreign variables.

2.6. Model solution

Unlike conventional DSGE models which are solved using a first-order approximation of policy functions, we resort to a third-order approximation of the policy functions and use the perturbation method to solve the model. To study the effect of an uncertainty shock we have to use a third-order approximation of the policy functions and the laws of motion because volatility terms appear separately from other terms only in the third-order approximation. In the first-order approximation, volatility plays no role due to certainty equivalence whereas in the second-order approximation it only enters via cross-product terms. In fact, it is not necessary to constrain the order of approximation as one can easily use higher order approximations to analyze the effect of uncertainty shocks, but Fernandez-Villaverde et al. (2011) show that the higher order approximations are computationally expensive and do not contribute much to the dynamics of the model. Therefore, we use the third-order approximation and the perturbation method to solve the general equilibrium model and study the effect of shocks to volatility on endogenous variables.

Suppose s_t is a vector of the model's state variables and exogenous shocks in deviations from steady state. Let \hat{x}_t be an arbitrary endogenous variable of the model. Then the third-order approximation of the policy function (or the law of motion) for \hat{x}_t around its deterministic steady is given by

$$\hat{x}_t = \sum_{i=1}^{n_s} \phi_i^x s_t^i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n_s} \sum_{j=1}^{n_s} \phi_{i,j}^x s_t^i s_t^j + \frac{1}{6} \sum_{i=1}^{n_s} \sum_{j=1}^{n_s} \sum_{l=1}^{n_s} \phi_{i,j,l}^x s_t^i s_t^j s_t^l \quad (2.36)$$

where n_s is the total number of state and exogenous variables in the model, ϕ 's represent scalars that depend on the structural parameters of the model, and a hat indicates that the variable is defined in deviations from deterministic steady state. The deterministic steady state of the model is computed using the equilibrium conditions of the model when the volatility shocks are set to zero.

3. Estimation

The model is nonlinear due to the presence of stochastic volatility which does not allow for a closed-form solution. As a result, we resort to numerical methods described in Fernandez-Villaverde et al. (2011) to compute the log-likelihood of the model and estimate the parameters. Our estimation consists of two stages. In the first stage, we estimate stochastic volatility processes using the Sequential Monte Carlo (SMC) methods. In the second stage, we feed in these stochastic volatility processes to the model and estimate structural parameters using the Simulated Method of Moments by minimizing the distance between the empirical and model moments of variables using the approach of Born and Pfeifer (2014).

3.1. Particle filter

To estimate the nonlinear stochastic volatility processes we employ the Sequential Importance Resampling (SIR) particle filter which is a special case of the more general class of SMC methods. More details on the particle filter can be found in Fernandez-Villaverde and Rubio-Ramirez (2013), Fernandez-Villaverde et al. (2015b) and online Appendix of Born and Pfeifer (2014). In this section, we give only a brief description of the estimation technique for ease of exposition.

Suppose we have an exogenous AR(1)-process x_t :

$$x_t = \rho x_{t-1} + e^{\sigma_t} \nu_t, \quad \nu_t \stackrel{iid}{\sim} \mathcal{N}(0, 1) \quad (3.1)$$

where σ_t is a stochastic volatility process of the following structure:

$$\sigma_t = (1 - \rho_\sigma)\sigma + \rho_\sigma \sigma_{t-1} + \eta_\sigma \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \stackrel{iid}{\sim} \mathcal{N}(0, 1) \quad (3.2)$$

where σ is the unconditional mean of σ_t , and ε_t is a shock to the volatility of x_t . In the present setup, we are interested in measuring the response of endogenous variables to the shock ε_t . The equations given by (3.1) and (3.2) are essentially nonlinear which requires a filtering technique that deals with the nonlinearity of the model.

Let us denote a vector parameters by $\theta = \{\rho, \sigma, \rho_\sigma, \eta_\sigma\}$ and a sequence of observations $x^T = \{x_1, x_2, \dots, x_T\}$. Given the Markov structure of the equations (3.1) and (3.2), the likelihood function of x^T for a given set of parameters θ is:

$$p(x^T | \theta) = p(x_1 | \theta) \prod_{t=2}^T p(x_t | x^{t-1}; \theta) \quad (3.3)$$

where $p(x_t | x^{t-1}; \theta)$ is the conditional likelihood given by

$$p(x_t | x^{t-1}; \theta) = \int p(x_t | \sigma_t; \theta) p(\sigma_t | x^{t-1}; \theta) d\sigma_t \quad (3.4)$$

Under the law of large numbers we can approximate (3.4) by simulating the model by drawing N times $\sigma_t^i |_{t-1}$ from the density of volatility process $\{p(\sigma_t | x^{t-1}; \theta)\}_{t=1}^T$. As a result, the numerical approximation of (3.4) is given by

$$p(x^T | \theta) \approx \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N p(x_1 | \sigma_{0|0}^i; \theta) \prod_{t=2}^T \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N p(x_t | \sigma_{t|t-1}^i; \theta) \quad (3.5)$$

So, our task is to efficiently draw from $\{p(\sigma_t | x^{t-1}; \theta)\}_{t=1}^T$. Let us draw $\{\sigma_{t|t-1}^i\}_{i=1}^N$ from $p(\sigma_t | x^{t-1}; \theta)$, and then we draw a sequence $\{\tilde{\sigma}_t^i\}_{i=1}^N$ with replacement from $\{\sigma_{t|t-1}^i\}_{i=1}^N$ with the resampling probability given by

$$q_t^i = \frac{p(x_t | \sigma_{t|t-1}^i; \theta)}{\sum_{i=1}^N p(x_t | \sigma_{t|t-1}^i; \theta)} \quad (3.6)$$

The resulting sequence of draws $\{\tilde{\sigma}_t^i\}_{i=1}^N$ is a draw from $p(\sigma_t | x^t; \theta)$. In other words, we use a sequence of draws $\{\sigma_{t|t-1}^i\}_{i=1}^N$ from $p(\sigma_t | x^{t-1}; \theta)$ to generate a sequence of draws $\{\sigma_{t|t}^i\}_{i=1}^N$ from $p(\sigma_t | x^t; \theta)$. Then we use the resulting sequence of draws $\{\sigma_{t|t}^i\}_{i=1}^N$ and N vectors of exogenous shocks to generate $\{\sigma_{t+1|t}^i\}_{i=1}^N$ from the model equations (3.1) and (3.2). Finally, we obtain a sequence of N draws $\left\{ \left\{ \sigma_{t|t-1}^i \right\}_{i=1}^N \right\}_{t=1}^T$ that we can plug into (3.5) to calculate the probability density of the data x^T .

To estimate the parameters of (3.1) and (3.2) we introduce a prior distribution for each parameter. We assume uniform priors for all parameters, and combining the priors with the probability density $p(x^T | \theta)$ we obtain the posterior distribution of parameters. We simulate 20,000 Markov Chain Monte Carlo draws using 5,000 particles discarding the initial 2,000 draws as burn-in draws. Estimation results of stochastic AR(1) and stochastic volatility processes are given in the next section.

3.2. Simulated method of moments

We resort to the SMM technique to estimate the structural parameters of the model after we feed in the estimated AR(1) and stochastic volatility model parameters. Suppose y_t is a $p \times 1$ vector of endogenous variables of the DSGE model. Let us denote by $m(y_t)$ and $m(y_t^{sim})$ the empirical moments and simulated moments of the model's endogenous variables. The SMM estimator minimizes the weighted distance between these moments to obtain an estimate of the vector of structural parameters of the model denoted by ψ :

$$\hat{\psi} = \operatorname{argmin}_{\psi \in \Psi} [m(y_t) - m(y_t^{sim})]' W [m(y_t) - m(y_t^{sim})] \quad (3.7)$$

where W is a $p \times p$ positive definite weighting matrix. The specification of the weighting matrix is the same as in the online appendix of Born and Pfeifer (2014). In addition, we also specify prior distributions for the parameter vector ψ to contain the values of structural parameters within sensible ranges. The assumptions on prior distributions of the structural parameters of the model are given in Table A.1.

We use data on HP-filtered GDP, household consumption, inflation rate and interest rate to compute the empirical moments of the model. More specifically, we compute the standard deviation, the relative standard deviation to GDP, the correlation with GDP and the first-order autocorrelations. This means we estimate the structural parameters of the model by matching the fourteen model moments to the empirical moments of the variables.

4. Results

In this section we present estimation results of the stochastic volatility processes and the DSGE model. We have used the Particle filter to estimate the parameters of the stochastic volatility processes. After feeding in the estimated stochastic volatility processes in our DSGE model we estimate its structural parameters by minimizing the distance between the empirical moments and the model moments of variables. The minimization problem is solved numerically in MATLAB using simulated annealing.

We present the results of the Particle filter estimation of the stochastic volatility processes in Table A.1. We estimate four stochastic volatility models for technology, oil price, risk premium and monetary policy shocks. The table shows the prior distributions of the parameters of the models and the resulting posterior distributions. We report the means of the marginal posterior distributions and their corresponding 5th and 95th percentiles.

In addition, we show smoothed and filtered volatility estimated of the shock processes. Figure B.2 shows that the volatility of an oil price shock was high during the Great Recession period in 2008-09 and the shale oil production boom in 2014-15. Volatility processes for other shocks are given in Figure B.1, Figure B.3 and Figure B.4.

The results of the SMM estimation of the DSGE model are presented in Table A.2. The prior distribution assumptions presented in the table are used in the minimization problem to constrain the value of the parameters in sensible ranges. The resulting minimization problem's output is given in the table in the last column. The results of the SMM estimation do not deviate from the prior distribution assumptions. The intertemporal risk aversion parameter is lower at 2.88 than the prior mean of 3. The habit persistence parameter does not differ much from the prior mean whereas the estimated Frisch elasticity of labor supply is higher at 2.26 than the prior mean of 2. In addition, the estimated weights of output and inflation in the Taylor rule are much larger than the prior means. All other parameters are very close to their prior means.

5. Impulse response analysis

Impulse responses of endogenous variables to uncertainty shocks are shown in Figure B.5 and B.6. We find that increased uncertainty both in oil prices and risk premium has a substantial impact on GDP in the country. More specifically, a one standard deviation increase in oil price volatility (uncertainty) leads to a decline in output below baseline by 0.7% in four quarters whereas

exports fall by almost 2.1% in two quarters. Contrary to conventional wisdom, the inflation rate falls by 0.3 p.p. in three quarters, and the nominal exchange rate depreciation accelerates by 0.3 p.p. In general, the oil price uncertainty results in a decline of exports which pulls down aggregate demand and output. As a result, the inflation rate falls but the nominal exchange rate depreciation does not lead to an offsetting increase in inflation because the effect of sluggish domestic demand dominates over the nominal exchange rate depreciation.

The effect of increased uncertainty in the foreign exchange market has a less contractionary effect due to the absence of investment in the model. When foreign investors become more uncertain about the interest rate required on domestic assets, the nominal exchange rate depreciation accelerates by 0.2 p.p. This is a rather negligible impact on the nominal exchange rate, but it can be magnified if we assume large volatility shocks. In line with the conventional wisdom the inflation rate rises by 3 p.p. due to the increase in the volatility of the risk premium whereas the interest rate rises by 3 p.p. to counteract the effect of inflation and risk premium uncertainty. In fact, one can interpret the risk-premium uncertainty as an exchange rate uncertainty. As a result, the increase in exchange rate uncertainty results in currency depreciation, and there is an increase in output due to strong exports. However, output contracts over time by falling 2% below the baseline level in 4 years. Although the initial effect of exchange rate uncertainty on output is positive, its negative effect on output after 4 years is more persistent eliminating all the gains from the increased output at the beginning.

6. Conclusion

In general, we conclude that the effect of uncertainty in oil prices and risk premium is important in understanding the business cycle in Kazakhstan. As the impulse response analyses have shown increased uncertainty in the oil market and foreign exchange market may have profound negative effects on the economy, even though fundamental variables have not changed. As a result, it is of immense importance to monitor and assess not only the level of oil prices, exchange rates or interest rate spreads but also consider various measures of risk that can give an intuitive direction of the uncertainty in the oil and foreign exchange markets. This is especially relevant for Kazakhstan because frequent and widespread fears of currency depreciation among the general public create uncertainty about the fundamental value of the currency. OPEC meetings are another example of increased uncertainty, in this case in the oil market, which is usually preceded by diverse opinions on the decisions of OPEC members that may drive up or down the oil prices.

We confirm the findings of Fernandez-Villaverde et al. (2011) that the risk indeed matters for understanding the business cycle fluctuations driven by the uncertainty. However, they only consider uncertainty associated with the risk premium whereas we also model uncertainty in the oil price which is the main driving force of income in oil-exporting economies.

References

1. N. Abilov. An estimated Bayesian DSGE model for Kazakhstan. *Asian Journal of Economic Modelling*, 8(1):30–54, 2020. doi: 10.18488/journal.8.2020.81.30.54.
2. N. Abilov and A. Tolepbergen. Fiscal rules in a DSGE model for a small oil-exporting economy. *NAC Analytica Working Paper No. 16*, 2021.
3. Z. Adilkhanova. Microlevel analyses of DSGE model parameters: Evidence from Kazakhstan. *NAC Analytica Working Paper No.3*, 2019.
4. A. Algozhina. Monetary policy rule, exchange rate regime, and fiscal policy cyclicity in a developing oil economy. *Energy Economics*, 112:106126, 2022. doi: 10.1016/j.eneco.2022.106126.
5. S. An and F. Schorfheide. Bayesian analysis of DSGE models. *Econometric Reviews*, 26(2-4):113–172, 2007. doi: 10.1080/07474930701220071.

6. G. C. Aye, V. Dadam, R. Gupta, and B. Mamba. Oil price uncertainty and manufacturing production. *Energy Economics*, 43:41–47, 2014. doi: 10.1016/j.eneco.2014.02.004.
7. S. Basu and B. Bundick. Uncertainty shocks in a model of effective demand. *Econometrica*, 85(3): 937–958, 2017. doi: 10.3982/ECTA13960.
8. N. Bloom. The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3):623–685, 2009. doi: 10.3982/ECTA6248.
9. N. Bloom, S. Baker, and S. Davis. Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131:1593–1636, 2016. doi: 10.1093/qje/qjw024.
10. B. Born and J. Pfeifer. Policy risk and the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, 68:68–85, 2014. doi: 10.1016/j.jmoneco.2014.07.012.
11. G. Calvo. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12: 383—3982, 1983. doi: 10.1016/0304-3932(83)90060-0.
12. L. Christiano, M. Eichenbaum, and C. L. Evans. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, 113(1):1–45, 2005. doi: 10.1086/426038.
13. J. Elder. Oil price volatility: Industrial production and special aggregates. *Macroeconomic Dynamics*, 22(3):640–653, 2018. doi: 10.1017/S136510051600047X.
14. R. F. Engle. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of the United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4):1275–1303, 1982. doi: 10.2307/1912773.
15. J. Fernandez-Villaverde and P. Guerron-Quintana. Uncertainty shocks and business cycle research. *Review of Economic Dynamics*, 37(1):S118–S146, 2020. doi: 10.1016/j.red.2020.06.005.
16. J. Fernandez-Villaverde and P. Guerron-Quintana. Estimating DSGE models: Recent advances and future challenges. *Annual Review of Economics*, 13:229–252, 2021. doi: 10.1146/annurev-economics-081020-044812.
17. J. Fernandez-Villaverde and J. F. Rubio-Ramirez. Macroeconomics and volatility: Data, models and estimation. In D. Acemoglu, M. Arellano, and E. Dekel, editors, *Advances in Economics and Econometrics: Tenth World Congress*. Cambridge University Press, Cambridge, 2013. doi: 10.1017/CBO9781139060035.005.
18. J. Fernandez-Villaverde, P. Guerron-Quintana, J. Rubio-Ramirez, and M. Uribe. Risk matters: The real effects of volatility shocks. *American Economic Review*, 101(6):2530–2561, 2011. doi: 10.1257/aer.101.6.2530.
19. J. Fernandez-Villaverde, P. Guerron-Quintana, K. Kuester, and J. F. Rubio-Ramirez. Fiscal volatility shocks and economic activity. *American Economic Review*, 105(11):3352–84, 2015a. doi: 10.1257/aer.20121236.
20. J. Fernandez-Villaverde, P. Guerron-Quintana, and J. Rubio-Ramirez. Estimating dynamic equilibrium models with stochastic volatility. *Journal of Econometrics*, 185:216–229, 2015b. doi: 10.1016/j.jeconom.2014.08.010.
21. J. Galí. Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44 (2):195–222, 1999. doi: 10.1016/S0304-3932(99)00023-9.
22. J. Galí and T. Monacelli. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *Review of Economic Studies*, 72:707–734, 2005. doi: 10.1111/j.1467-937X.2005.00349.x.
23. S. Jo. The effects of oil price uncertainty on global real economic activity. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(6):1113–1135, 2014. doi: 10.1111/jmcb.12135.
24. O. Joya. Growth and volatility in resource-rich countries: Does diversification help? *Structural Change and Economic Dynamics*, 35:38–55, 2015. doi: 10.1016/j.strueco.2015.10.001.
25. A. Justiniano and G. Primiceri. The time-varying volatility of macroeconomic fluctuations. *American Economic Review*, 98(3):604–641, 2008. doi: 10.1257/aer.98.3.604.

26. C. Kim and C. Nelson. Has the US economy become more stable? A Bayesian approach based on a Markov-Switching model of the business cycle. *Review of Economics and Statistics*, 81(4):608–616, 1999. doi: 10.1162/003465399558472.
27. E. Konebayev. Estimation of a small open economy DSGE model for Kazakhstan. NAC Analytica Working Paper, No.6, 2020.
28. M. McConnell and G. Perez-Quiros. Output fluctuations in the United States: What has changed since the early 1980's. *American Economic Review*, 90(5):1464–1476, 2000. doi: 10.1257/aer.90.5.1464.
29. G. Ramey and V. A. Ramey. Cross-country evidence on the link between volatility and growth. *American Economic Review*, 85(5):1138–1151, 1995. doi: 10.3386/w4959.
30. S. Schmitt-Grohe and M. Uribe. Optimal fiscal and monetary policy in a medium-scale macroeconomic model. *NBER Macroeconomics*, 20:383–425, 2005.
31. F. Smets and R. Wouters. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Euro area. *Journal of the European Economic Association*, 1(5):1123–1175, 2003. doi: 10.1162/154247603770383415.
32. F. Smets and R. Wouters. Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *American Economic Review*, 97(3):586–606, 2007. doi: 10.1257/aer.97.3.586.
33. S. Smiech, M. Papiez, M. Rubaszek, and M. Snarska. The role of oil price uncertainty shocks on oil-exporting countries. *Energy Economics*, 93:105028, 2021. doi: 10.1016/j.eneco.2020.105028.
34. C. Thiem. Oil price uncertainty and the business cycle: Accounting for the influences of global supply and demand within a VAR GARCH-in-mean framework. *Applied Economics*, 50(34-35):3735–3751, 2018. doi: 10.1080/00036846.2018.1436142.
35. F. van der Ploeg and S. Poelhekke. Volatility and the natural resource curse. *Oxford Economic Papers*, 61(4):727–760, 2009. doi: 10.1093/oep/gpp027.

Table A.1

Prior and posterior distributions of shock processes

	Prior			Posterior		
	Distribution	Mean	Stdev.	Mean	HPD 5%	HPD 95%
Productivity						
ρ_z	\mathcal{B}	0.900	0.100	0.010	0.000	0.069
$\log \rho_{\sigma_z}$	$\mathcal{U}(-0.999, 0.999)$	-	-	-2.522	-6.660	-0.118
η_z	Γ	0.800	0.100	0.593	0.524	0.662
$\log \sigma_z$	$\mathcal{U}(-11, -3)$	-	-	-4.954	-6.070	-3.422
Oil price						
ρ_p	\mathcal{B}	0.900	0.100	0.236	0.095	0.407
$\log \rho_{\sigma_p}$	$\mathcal{U}(-0.999, 0.999)$	-	-	-2.000	-6.908	-2.489
η_p	Γ	0.800	0.100	0.706	0.585	0.846
$\log \sigma_p$	$\mathcal{U}(-11, -3)$	-	-	-3.689	-4.828	-3.037
Risk premium						
ρ_r	\mathcal{B}	0.900	0.100	0.613	0.529	0.692
$\log \rho_{\sigma_r}$	$\mathcal{U}(-0.999, 0.999)$	-	-	-0.127	-0.158	-0.091
η_r	Γ	0.800	0.100	0.593	0.524	0.662
$\log \sigma_r$	$\mathcal{U}(-11, -3)$	-	-	-0.396	-0.531	-0.281
Monetary policy						
ρ_R	\mathcal{B}	0.900	0.100	0.618	0.384	0.651
$\log \rho_{\sigma_R}$	$\mathcal{U}(-0.999, 0.999)$	-	-	-2.749	-5.809	-0.576
η_R	Γ	0.800	0.100	0.651	0.534	0.797
$\log \sigma_R$	$\mathcal{U}(-11, -3)$	-	-	-6.215	-7.247	-4.423

Table A.2

Prior distributions and SMM estimates of parameters

Parameter		Prior			SMM
		Distribution	Mean	Stdev.	Mean
Intertemporal risk aversion	γ	\mathcal{N}	3	0.25	2.88
Habit persistence	η	\mathcal{N}	1.5	0.20	1.43
Frisch elasticity of labor supply	ϕ	\mathcal{N}	2	0.20	2.26
Elasticity of substitution of consumption goods	ε	\mathcal{N}	3	0.25	3.05
Elasticity of substitution of exportable goods	ε_x	\mathcal{N}	3	0.25	3.05
Price stickiness of domestic firms	θ	\mathcal{N}	0.65	0.10	0.63
Price stickiness of retail importers	θ_m	\mathcal{N}	0.65	0.10	0.63
Interest rate persistence	ρ_R	\mathcal{N}	0.9	0.10	0.83
Price indexation	ω	\mathcal{N}	0.25	0.05	0.26
Inflation parameter in the Taylor rule	ϕ_π	\mathcal{N}	1.5	0.25	1.90
Output parameter in the Taylor rule	ϕ_y	\mathcal{N}	0.5	0.10	0.74

Figure B.1

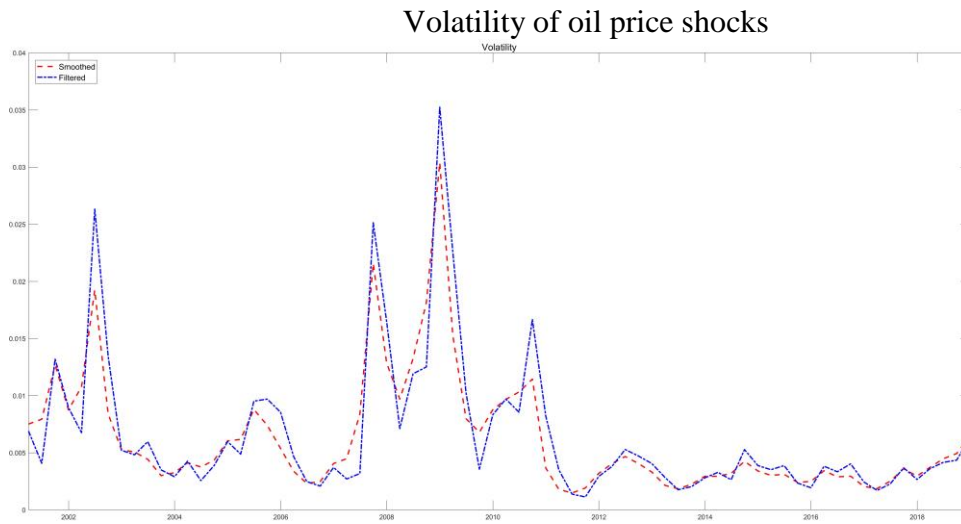


Figure B.2

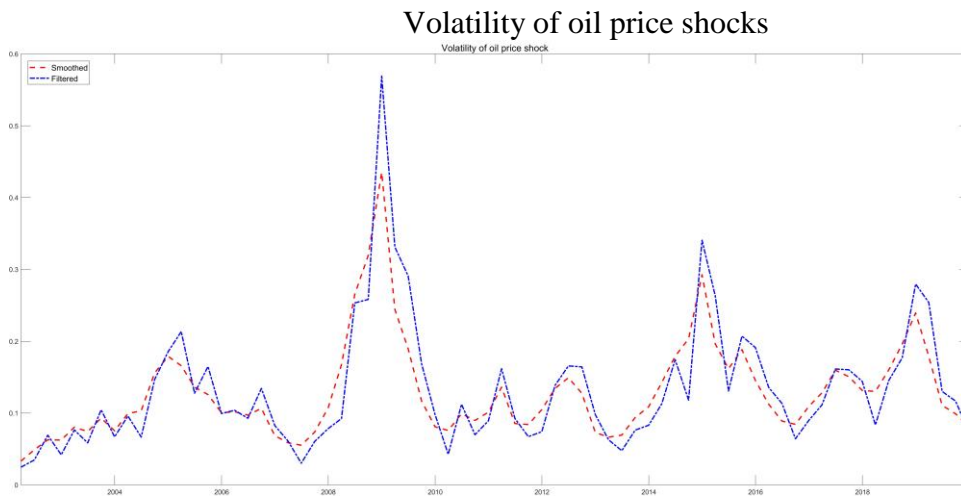


Figure B.3

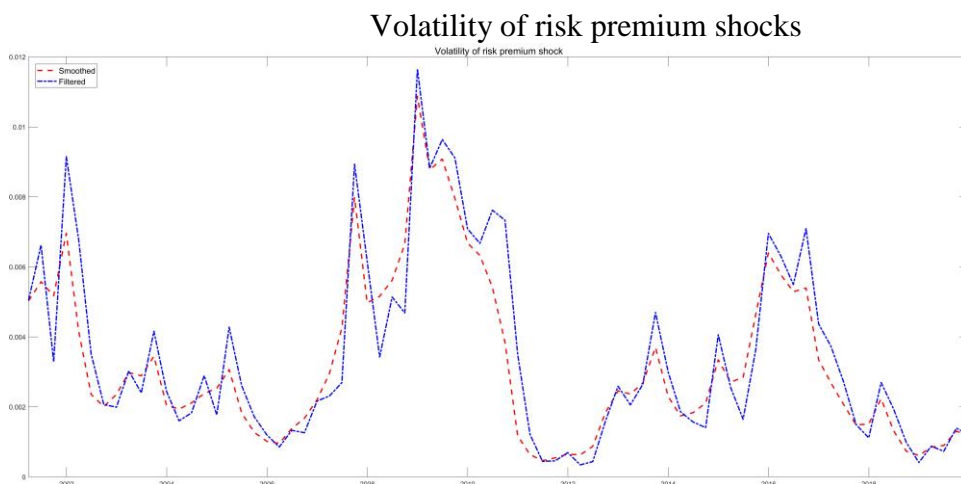


Figure B.4

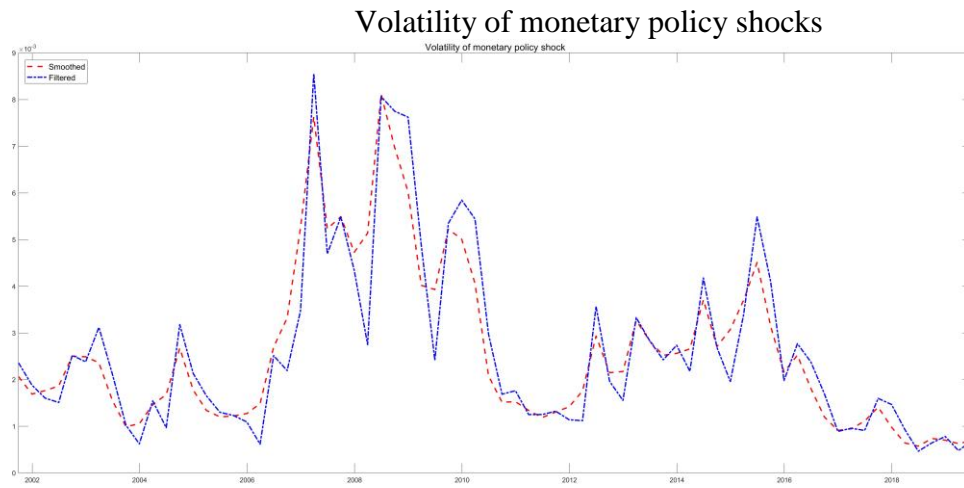
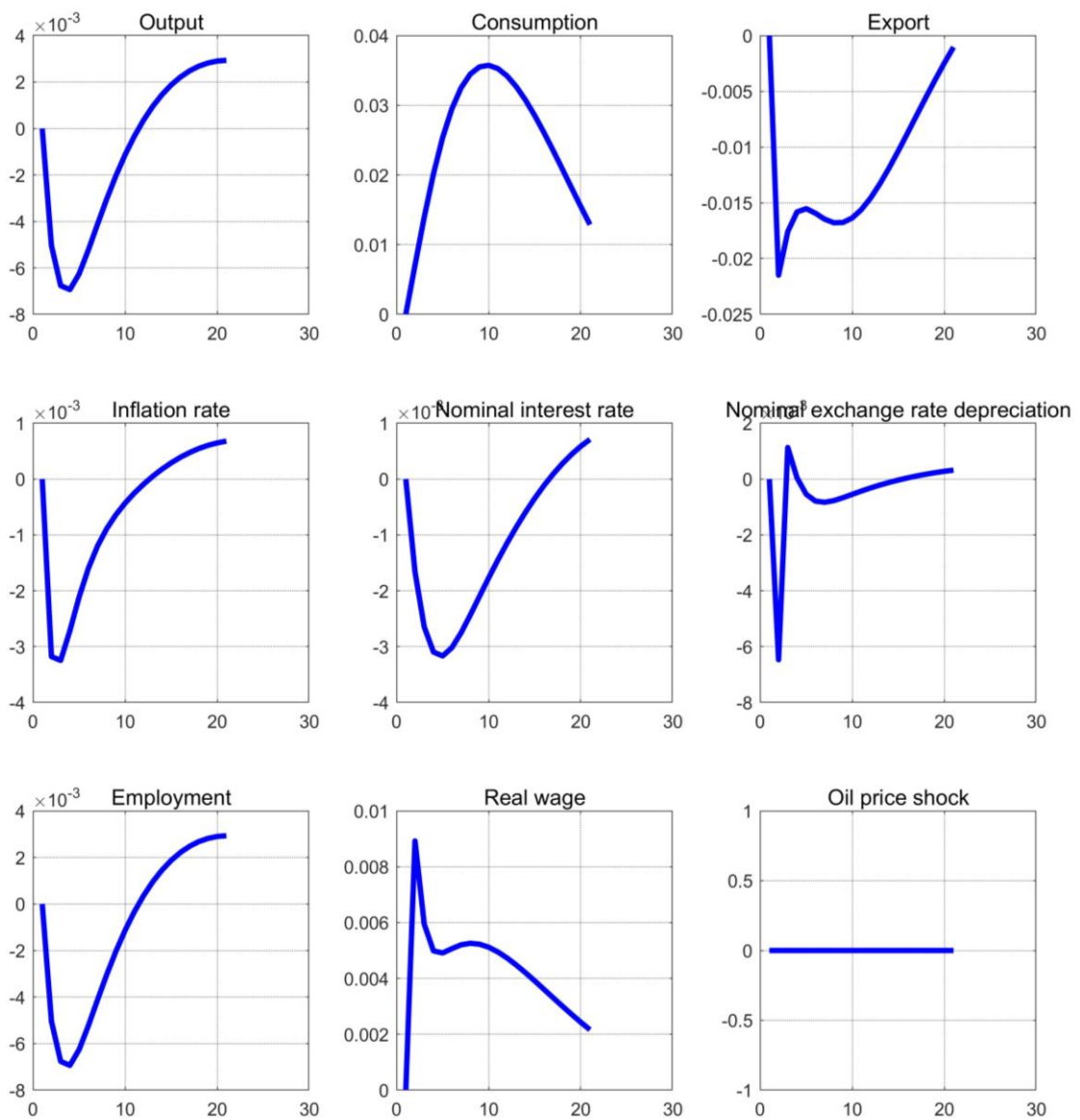
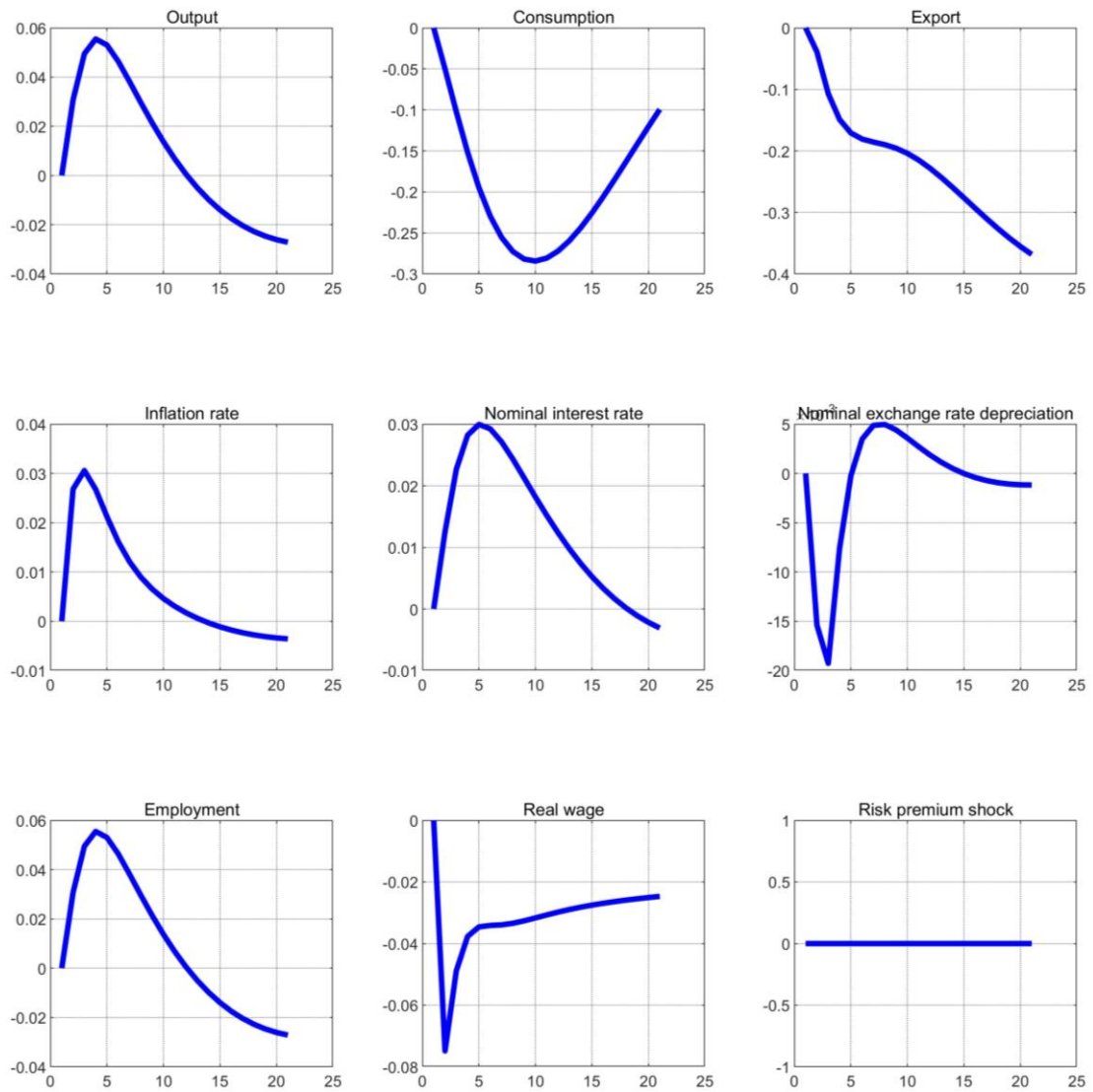


Figure B.5

Impulse responses to an oil price volatility shock



Impulse responses to a risk-premium volatility shock



Қазақстандағы фискалдық мультипликаторлар

Ә. Б. Рысбаева, Қазақстан Республикасының Ұлттық Банкі
А. Б. Ханет, Қазақстан Республикасының Ұлттық Банкі

Фискалдық мультипликаторларды зерттеу арқылы мемлекеттік шығынның экономикалық белсенділіктің жалпы деңгейіне қалай әсер ететінін бағалауға болады. Қазақстан жағдайында, яғни мұнай экспортына айтарлықтай тәуелділікті ескере отырып, экономикаға фискалдық ықпал ету тетіктерін түсіну ерекше маңызды.

Мақала фискалдық саясаттың сипатын бағалауға бағытталған Қазақстанның фискалдық параметрлерін зерделеу саласындағы зерттеу жұмысының жалғасы. Бұл зерттеуде үш тәсілмен: рекурсивтік әдіс, Бланшар-Перотти әдісі және таңбаларды шектеу әдісі арқылы құрылымдық векторлық авторегрессия моделін (SVAR) құра отырып, Қазақстан мемлекеттік бюджетінің шығын бөлігінің фискалдық мультипликаторы эмпирикалық жолмен есептелді.

Зерттеудің негізгі қорытындысы бойынша, экономикаға оңынан ықпал еткенімен фискалдық мультипликатордың мәні салыстырмалы түрде кішірек болды, ал бұл дегеніміз оның ЖІӨ-нің ұлғаюына тікелей әсерінің шектеулі және модельде ескерілмеген, экономикалық өсуге әсер ететін басқа да құрылымдық және конъюнктуралық факторлардың бар екенін білдіреді. Мұнай секторынан түсетін табыс алып тасталған, ал әлеуметтік трансферттер қосылған 2 модель арқылы алынған мультипликаторлардың мәні, мұнайды қосқандағы модельден алынған мультипликаторға қарағанда жоғарырақ болды. Ал үшінші таңба шектеуі тәсіліндегі модель мұнай секторын қосқанда мультипликатор, керісінше, жоғары, яғни 1-ге жақын деп көрсетті. Әлеуметтік трансферттерді қосу фискалдық мультипликаторлардың мәлішеріне айтарлықтай әсер етеді. Бұл Қазақстандағы экономикалық белсенділікті ынталандыру үшін әлеуметтік шығындардың маңыздылығын көрсетеді.

Негізгі сөздер: Қазақстан, фискалдық мультипликатор, мемлекеттік шығыс, құрылымдық векторлық авторегрессия, рекурсивтік әдіс, Бланшар-Перотти әдісі, таңбаларды шектеу әдісі.

JEL-сыныптау: E62, H61, H50, F47.

Фискальные мультипликаторы в Казахстане

Рысбаева Ә. Б., Национальный Банк Республики Казахстан
Ханет А. Б., Национальный Банк Республики Казахстан

Исследование фискальных мультипликаторов позволяет оценить влияние государственных расходов на общий уровень экономической активности. В контексте Казахстана, учитывая значительную зависимость от экспорта нефти, понимание механизмов фискального воздействия на экономику приобретает особую актуальность.

Статья является продолжением исследовательской работы в области изучения фискальных параметров Казахстана, которое было направлено на оценку характера фискальной политики. В данном исследовании была произведена эмпирическая оценка фискального мультипликатора расходной части государственного бюджета Казахстана с использованием модели структурной векторной авторегрессии (SVAR) с помощью трех подходов: рекурсивный метод, метод Бланшара-Перотти и метод с ограничениями знаков.

Основные выводы исследования показывают, что при своем положительном влиянии на экономический рост в Казахстане, полученное относительно небольшое

расчетное значение фискального мультипликатора, возможно, указывает на ограниченность его прямого эффекта на увеличение ВВП и наличие не учтенных в модели других структурных и конъюнктурных факторов, влияющих на экономический рост. Также значения мультипликатора, полученные в рамках моделей без учета влияния нефтяного сектора, меньше значений мультипликатора, рассчитанных в моделях, учитывающих нефтяные доходы. Включение социальных трансфертов оказывает значительное влияние на размеры фискальных мультипликаторов. Это подчеркивает важность социальных расходов для стимулирования экономической активности в Казахстане.

Ключевые слова: Казахстан, фискальный мультипликатор, государственные расходы, структурная векторная авторегрессия, рекурсивный метод, метод Бланшара-Перотти, метод с ограничениями знаков.

JEL-классификация: E62, H61, H50, F47.

Fiscal Multipliers in Kazakhstan

Rysbayeva A.B., National Bank of the Republic of Kazakhstan

Khanet A. B., National Bank of the Republic of Kazakhstan

The study of fiscal multipliers allows assessing the impact of government spending on the overall level of economic activity. In the context of Kazakhstan, given its significant dependence on oil exports, understanding the mechanisms of fiscal impact on the economy is particularly relevant.

The paper is a continuation of the research work in the field of studying the fiscal parameters of Kazakhstan, which was aimed at assessing the nature of fiscal policy. In this study, an empirical estimate of the fiscal multiplier of the expenditure side of Kazakhstan state budget was made using the structural vector autoregression (SVAR) model with the help of three approaches: the recursive method, the Blanchard-Perotti method and the method with sign restrictions.

The main findings of the study show that, despite its positive impact on the economic growth in Kazakhstan, a relatively small calculated value of the fiscal multiplier may indicate the limited nature of its direct effect on the GDP increase and the presence of other structural and market factors influencing economic growth that are not factored into the model. In addition, the multipliers values obtained within the framework of 2 models without taking into account the influence of the oil sector and with the inclusion of social transfers show a greater value compared to the multiplier calculated on the basis of a model taking into account oil revenues, while in the model with sign restrictions, the multiplier with the oil sector is the opposite closer to 1st. The inclusion of social transfers has a significant impact on the size of fiscal multipliers. This highlights the importance of social spending to stimulate economic activity in Kazakhstan.

Key Words: Kazakhstan, fiscal multiplier, government spending, structural vector autoregression, a recursive method, Blanchard-Perotti method, a method for working with sign restrictions.

JEL-Classification: E62, H61, H50, F47.

1. Введение

Фискальная политика является одним из фундаментальных элементов макроэкономической стабильности и играет одну из ключевых ролей в стабилизационной политике государства. Ее воздействие на экономику происходит через такие показатели как уровень производства, занятость и инфляция.

Фискальная политика может быть как экспансионистской, так и рестриктивной. Экспансионистская фискальная политика включает в себя увеличение государственных расходов и снижение налогов, что может способствовать экономическому росту. Однако она также может усиливать волатильность экономических циклов, вызывая колебания экономической активности.

Рестриктивная фискальная политика, напротив, предполагает сокращение государственных расходов и повышение налогов с целью снижения дефицита бюджета и контроля инфляции. Она может стабилизировать экономику в долгосрочной перспективе, но также может замедлять экономический рост в краткосрочной перспективе.

В связи с этим знание механизма и сущности фискального мультипликатора, расчет его значений может быть особенно важным для оптимизации государственных расходов и повышения эффективности фискальной политики. Фискальный мультипликатор показывает, насколько изменяется общий уровень экономической активности в ответ на изменение государственных расходов или налогов. Расчет и анализ значений мультипликатора позволяют оценивать проводимую фискальную политику, получать более точные и обоснованные макроэкономические прогнозы, эффективно планировать и регулировать государственные расходы.

Фискальный мультипликатор – это количественный показатель, который описывает степень воздействия изменений в государственных расходах или налогах на общий объем производства страны (ВВП).

Фискальные мультипликаторы можно классифицировать по различным критериям в зависимости от типа фискального воздействия. В данной работе мы в большей степени рассматриваем мультипликатор воздействия и кумулятивный мультипликатор.

Формула для расчета мультипликатора обычно представляет собой отношение изменения ВВП к изменению фискальных параметров.

$$\text{Мультипликатор воздействия: } M_v = \frac{\Delta Y_0}{\Delta S_0} \quad (1)$$

где

ΔY_0 - изменение уровня производства в начале периода;

ΔS_0 - изменение уровня государственных расходов в начале периода.

$$\text{Кумулятивный мультипликатор: } M_k = \frac{\sum_{t=0}^T \Delta Y_t}{\sum_{t=0}^T \Delta S_t} \quad (2)$$

где

ΔY_t - изменение уровня производства в каждый период времени t ;

ΔS_t - изменение уровня государственных в каждый период времени t .

Таким образом, исследование фискальных мультипликаторов и их влияния на экономические процессы является важнейшим аспектом при разработке эффективной и сбалансированной фискальной политики, направленной на обеспечение макроэкономической стабильности и долгосрочного процветания.

Целью данного исследования является определение связи между государственными расходами и экономическим ростом, а также эмпирическая оценка значений фискального мультипликатора государственных расходов для Казахстана.

Несмотря на частое использование правительством налогово-бюджетной политики для стабилизации экономики в ответ на экономические потрясения, размер фискальных мультипликаторов (реакция объема производства после экзогенного фискального вмешательства) является предметом давних дебатов в политических и научных кругах. Некоторые исследователи утверждают, что налогово-бюджетный стимул увеличит объем производства (Blanchard&Perotti, 2002), другие сообщают о его незначительном влиянии (Barro, 2009), а некоторые оценивают отрицательный мультипликатор (Izetzki, 2013). В работе Ильзецкого фискальный мультипликатор воздействия для стран с формирующейся экономикой равен -0,21 и 0,18 через 3 квартала. Это разногласие главным образом обусловлено базовыми данными или методологией. С точки зрения фискальной политики более низкие значения мультипликаторов снижают успех государственной политики, но

они также указывают на то, что бюджетная консолидация окажет незначительное негативное влияние на экономику. В литературе используются два подхода измерения фискального мультипликатора: эмпирический и теоретический. В этой статье для оценки фискального мультипликатора государственных расходов в Казахстане мы применяем первый подход с построением модели структурной векторной авторегрессии (SVAR).

Проблема с эмпирической оценкой заключается в отделении экзогенных движений фискальных переменных от политики, обусловленной деловым циклом, таких как дискреционная политика и автоматические стабилизаторы. Сложность заключается в том, что причинно-следственная связь между объемом производства и фискальными переменными действует в обоих направлениях. Кроме того, существуют иные неучтенные факторы, которые могут вызывать колебания как бюджетных переменных, так и объема производства. В работе Blanchard & Perotti утверждается, что использование квартальных данных исключает дискреционную политику, поскольку предполагается, что политикам требуется более одного квартала, чтобы распознать шок ВВП и принять дискреционные меры в ответ на колебания делового цикла.

Данная исследовательская работа представлена следующим образом. Во втором разделе изложен обзор литературы, где рассматриваются ключевые исследования и теоретические подходы к изучению концепции фискальных мультипликаторов. В третьем разделе представлен обзор государственного бюджета Казахстана, его параметры и архитектура. В четвертом и пятом разделе указаны использованные данные, источники и методы их обработки, а также методология исследования с описанием выбранных моделей и их спецификаций. В пятом разделе представлены результаты эмпирических расчетов, обсуждаются и анализируются данные и выводы, полученные по разным входным параметрам моделей. В заключительном разделе изложены итоги исследования, обобщающие выводы и рекомендации по практической применимости и направления для дальнейшего изучения.

2. Обзор литературы

Концепция фискального мультипликатора возникла на фундаменте кейнсианской экономической теории, где краеугольным камнем являются исследования Джона Мейнарда Кейнса. Его знаменитый труд «Общая теория занятости, процента и денег» была опубликована в 1936 году. В этой книге Кейнс выдвигает гипотезу, согласно которой государственные инвестиции способны стимулировать экономическую активность, в частности, во времена спада, при этом последующие циклы расходов многократно усиливают начальный импульс, способствуя росту общего дохода (Keynes, 1936).

Однако со временем концепция мультипликатора претерпела эволюцию, находя отражение в множестве теоретических и эмпирических исследований в посткейнсианском периоде, когда применялись разнообразные методологии и методы количественной оценки, включая структурную векторную авторегрессию (SVAR). Одними из первых, кто использовал данный метод для анализа фискальной политики, были Бланшар и Перотти (1999). В работе «An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output» авторы анализируют экономику США в поствоенный период и делают заключение о том, что положительный шок государственных расходов в краткосрочной перспективе стимулирует экономический рост, оказывая положительное влияние на ВВП, однако в долгосрочной перспективе влияние фискальной политики на экономический рост более умеренное. Кроме того, значение мультипликаторов, связанных с расходами и налоговыми изменениями, оказались невелики. К тому же как повышение налогов, так и увеличение госрасходов имеют значительное негативное влияние на инвестиционную активность (Blanchard & Perotti, 1999).

Продолжая исследования в этой области, в следующей работе Перотти оценивает эффекты фискальной политики в странах ОЭСР и изучает влияние фискальной политики

на экономический рост, инфляцию и процентные ставки в пяти странах с использованием структурной векторной авторегрессии (Perotti, 2003). Согласно оценке автора, воздействие шоков государственных расходов и сокращения налогов на ВВП и его компоненты значительно ослабло со временем. В период после 1980 года эти влияния в основном оказывали негативные эффекты, а именно по отношению к частным инвестициям. Только в период после 1980 года наблюдаются положительные эффекты государственных расходов на долгосрочные процентные ставки. При этом доказательства того, что сокращение налогов работает быстрее или эффективнее, чем увеличение государственных расходов, отсутствуют. Также Перотти делает вывод, что эффективность фискальной политики показывает разные значения в разных странах, что является ценным для формирования фискальной политики для конкретной страны.

Следующая работа, представляющая большой интерес в этом направлении, принадлежит Майклу Вудфорту. В своем исследовании «Простой анализ мультипликатора государственных расходов» автор проводит анализ ключевых факторов, определяющих мультипликатор государственных расходов в новокейнсианских моделях. Он использует серию простых примеров, которые могут быть решены аналитически, а также демонстрирует, как различные элементы модели влияют на размер мультипликатора. Основные тезисы, представленные в статье, говорят о том, что (1) при жестких ценах и заработных платах можно получить более значительные показатели мультипликатора по сравнению с неоклассической моделью; (2) размер мультипликатора зависит от степени монетарного сопровождения фискального стимула, то есть, если реальная процентная ставка снижается из-за ограничений денежно-кредитной политики, то мультипликатор может превысить единицу; (3) в контексте влияния государственных расходов на благосостояние населения эффективность расширения государственных расходов может варьироваться в зависимости от экономической ситуации и денежно-кредитной политики. Основным выводом в работе Вудфорта заключается в том, что именно новокейнсианские модели с учетом рыночных несовершенств, таких как жесткие цены, жесткие заработные платы, рациональные ожидания, могут предоставить убедительное объяснение значительным показателям мультипликатора государственных расходов, особенно во времена спада и кризиса (Woodford, 2011).

Ильзецки и его соавторы анализируют влияние государственных расходов на экономическую активность, используя методы панельной структурной векторной авторегрессии. Выводы исследования указывают на то, что в условиях, когда международная торговля становится более значимой для экономики, многие страны переходят к более гибкому валютному режиму, попытки найти универсальные решения для стимулирования экономики через фискальные меры могут привести к нежелательным последствиям, оказав незначительную пользу для производства и создавая потенциальные риски для долгосрочного развития. По оценке авторов, кумулятивный мультипликатор стран с высокими доходами за 20 кварталов равен 0,80, для стран с формирующейся экономикой 0,18 (Iltetzki et al., 2011).

Различные глобальные кризисы внесли корректировки в теоретические и практические аспекты макроэкономики. Одним из самых значимых финансовых кризисов до ковидного периода считается кризис 2007-2009 годов, когда за счет увеличения государственных расходов с целью стимулирования экономики дефицит бюджета и национальный долг многих стран превысил допустимый уровень с долгосрочным негативным шлейфом. В частности, во многих развитых странах в этот период краткосрочная номинальная ставка, используемая в качестве ориентира для денежно-кредитной политики, достигла нуля или была близка к нулю. В этой ситуации дальнейшее снижение ставки не имело бы эффекта на экономику и, наоборот, усугубило бы ситуацию с безработицей. В этой связи инструмент государственных расходов казался единственным возможным выходом из кризисной ситуации, который могли использовать правительства стран. Однако уже к 2012 году большинство стран сократили госрасходы, некоторые

страны сократили расходы ниже докризисного уровня, многие повысили налоги. Значимым стал вопрос, насколько должны увеличиваться государственные расходы, чтобы правильно стимулировать экономику. Интерес к теме эффективности государственных расходов как средства стимулирования совокупной экономической активности и занятости в периоды спада значительно возрос (Batini et al., 2014).

В статье Громова А., посвященной оценке влияния государственных расходов на экономический рост, обсуждается роль фискального стимулирования, особенно в кризисные периоды. Автор рассматривает различные подходы к оценке фискальных мультипликаторов, включая использование макроэкономических моделей, векторную авторегрессию и двухшаговый метод. Громов особо акцентирует внимание на необходимости изолировать прямой эффект фискальных воздействий на выпуск из-за наличия двусторонних (эндогенных) связей, что представляет собой значительную сложность в определении значений мультипликаторов. По оценке автора, фискальное стимулирование в России имеет низкую эффективность, и разные категории государственных расходов по-разному влияют на ВВП, что подчеркивает необходимость дифференцированного подхода к фискальной политике (Громов, 2015).

В работе «Problems and Tools of Applied Macroeconomics» подчеркивается значимость понимания и правильного использования фискальных мультипликаторов в экономической политике, особенно в условиях финансовых потрясений и нестабильности (Yanushevsky et al., 2018). Основные выводы из статьи свидетельствуют о том, что в условиях, схожих с «Великой депрессией», когда финансовый сектор испытывает значительные сложности, которые приводят к спаду совокупного спроса даже при нулевой ставке, стандартные модели, широко используемые для анализа монетарной политики, предполагают, что мультипликатор государственных расходов должен быть больше единицы и даже значительно выше. Также важно учитывать продолжительность фискальной экспансии, поскольку ожидания относительно продолжительности налогового стимулирования, особенно после прекращения действия ограничений нулевой процентной ставки, могут значительно влиять на стимулирующий эффект увеличения государственных расходов в период кризиса. Следующий немаловажный вывод авторов заключается в том, что различные фискальные подходы могут привести к разным исходам в плане восстановления экономики и устойчивости государственных финансов (Yanushevsky et al., 2018).

В рамках исследования литературы также были проанализированы работы, посвященные вопросам оценки фискального мультипликатора в Казахстане. К примеру, в обзоре Всемирного Банка «Казахстан: усиление государственных финансов для достижения инклюзивного и устойчивого к воздействиям роста» оценено влияние государственных расходов на нефтяной ВВП Казахстана за период с 2000 по 2021 годы на основе структурной векторной авторегрессии (SBVAR). Анализ показал, что мультипликатор воздействия государственных расходов равен 0,4, другими словами, увеличение госрасходов на 100 тенге приводит к приросту нефтяного ВВП примерно на 40 тенге сразу после вложения. Через 2 года мультипликативный эффект увеличивается до 80 тенге, что говорит о том, что немедленные эффекты фискальной экспансии на экономический рост имеют относительно скромное влияние, однако со временем они увеличиваются. Однако величина данного показателя сопряжена со значительной неопределенностью, о чем свидетельствуют широкие доверительные интервалы (The World Bank, 2023).

3. Величина фискальных мультипликаторов

Величина фискальных мультипликаторов зависит от ряда структурных и конъюнктурных факторов, которые определяются уникальным экономическим контекстом каждой страны (Batini et al., 2014; Pletzki, 2013).

Структурные факторы – это долгосрочные факторы, связанные со структурой экономики страны, оказывающие влияние на то, как экономика будет реагировать на финансовые потрясения в периоды «стабильности». К ним относятся такие показатели как автоматические стабилизаторы, валютный режим, открытость торговли, уровень государственного долга, инфляция, качество государственных финансов.

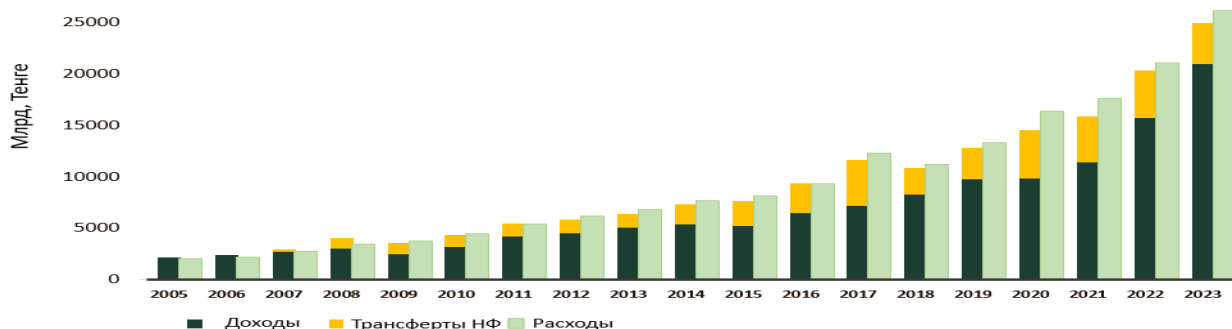
Конъюнктурные факторы – это временные факторы, имеющие тенденцию увеличивать или уменьшать мультипликаторы по сравнению с их «нормальным» уровнем, такие как фаза делового цикла, структура государственных расходов, мягкость монетарной политики, развитость финансового рынка, частота бюджетных корректировок, склонность к сбережению.

Публикаций о размере фискальных мультипликаторов в странах с формирующейся рыночной экономикой и странах с низким уровнем доходов мало, в первую очередь, из-за недоступности качественных данных и методологических сложностей. Имеющиеся исследования показали, что фискальные мультипликаторы значительно различаются в развитых и развивающихся экономиках. При этом в развивающихся странах мультипликаторы могут быть как высокими по значению, так и небольшими. Более высокие значения мультипликаторов в развивающихся странах могут быть связаны с ограниченной развитостью финансовых рынков, недостаточной ликвидностью, неэффективностью монетарной политики, слабыми автоматическими стабилизаторами и относительно малым государственным долгом. В то же время меньшие значения мультипликаторов в таких странах могут быть обусловлены высокой склонностью к сбережению из-за нестабильной экономической ситуации в стране, неэффективным управлением государственными финансами, склонностью к импорту в условиях открытой экономики, а также высокими рисками, которые уменьшают доверие населения и инвесторов.

4. Бюджетные параметры Казахстана

Казахстан относится к экономическим системам с формирующимся рынком. Бюджетная архитектура страны характеризуется четырехуровневой структурой, которая отражает особенности экономики. В рамках нашего исследования мы изучаем бюджетные параметры Казахстана, в частности, анализируем затратную часть государственного бюджета².

Рисунок 1
Динамика доходной и затратной части государственного бюджета РК за 2005–2023 гг.



Источник: Министерство финансов РК

Операционное сальдо государственного бюджета (рисунок 1), основанное на годовых номинальных данных, отражает динамику доходов и затрат государственного бюджета, исключая чистое бюджетное кредитование и операции с финансовыми активами. Анализ графика показывает, что затраты государственного бюджета, несмотря на увеличение налоговых и неналоговых доходов, а также трансфертов из Национального

² Затраты государственного бюджета не включают расходы государственных и квазигосударственных предприятий.

фонда, с 2009 года систематически превышают доходы, что свидетельствует о дисбалансе бюджета. Значительный перманентный рост бюджетных расходов усиливает зависимость государственного бюджета от трансфертов Национального фонда, что ведет к нарушению установленных бюджетных правил.

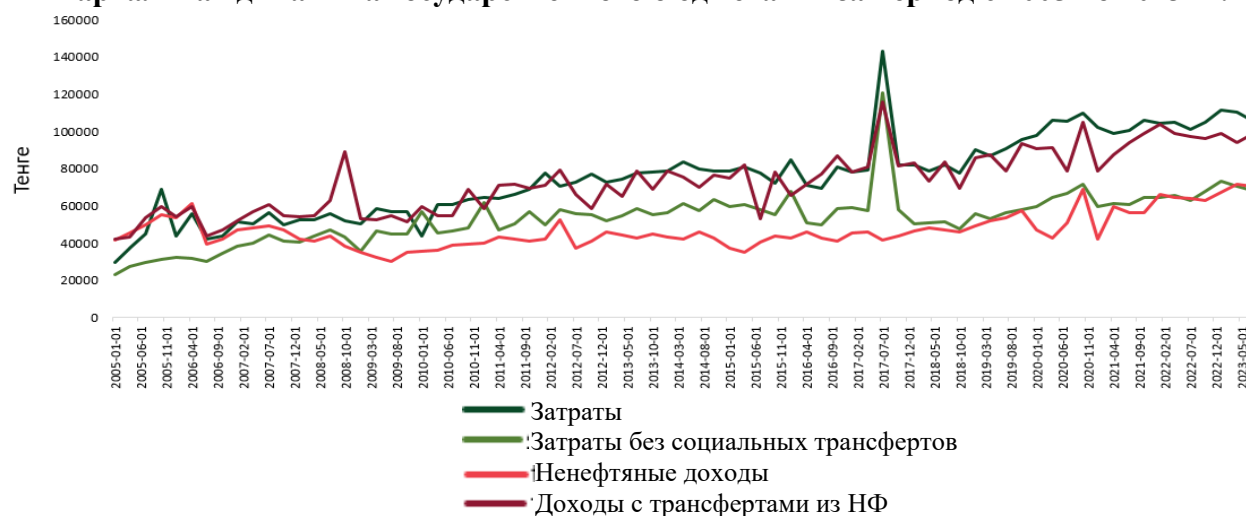
Казахстан относится к числу стран – экспортеров природных ресурсов, в частности нефти, с признаками «голландской болезни» (Жакупова и Ханетова, 2023), что определяет зависимость государственного бюджета от нефтяных доходов. С учетом сырьевой направленности экономики Казахстана и зависимости от нефтяных доходов, важно оценивать мультипликативный эффект по параметрам ненефтяного бюджета.

В исследованиях часто принято исключать социальные трансферты³ из расчета фискальных мультипликаторов. Это связано с тем, что социальные трансферты имеют иную динамику воздействия на экономику по сравнению с государственными закупками. Так, трансферты физическим лицам считаются перераспределением денежных средств, которые в развивающихся странах могут существенно влиять на рост ВВП. Для Казахстана влияние социальных трансфертов, доля которых доходит до 48% госдоходов и до 30% расходов государственного бюджета, является значительным, и, как видно из рисунка 2, в контексте Казахстана социальные трансферты играют важную роль в формировании ВВП.

Таким образом, по нашему мнению, для более точной оценки воздействия фискальной экспансии на экономическую активность необходим расчет фискальных мультипликаторов как с учетом социальных трансфертов, так и без учета социальных трансфертов.

Рисунок 2

Квартальная динамика государственного бюджета РК за период с 2005 по 2023 гг.



Источник: Министерство Финансов РК

5. Данные

Данные, использованные для оценки фискального мультипликатора, охватывают период с 1 квартала 2005 года по 3 квартал 2023 года и включают в себя следующие основные события, повлиявшие на экономику Казахстана: финансовый кризис (2007–2008 годы), за которым последовал обвал цен на нефть и снижение темпов роста ВВП, падение цен на нефть в 2014–2016 годах, повлекшее за собой резкое обесценивание тенге⁴, процедура оздоровления системообразующего банка за счет средств государственного бюджета в 2017 году, пандемия COVID-19⁵ и усилившаяся в 2022 году геополитическая

³ Под социальными трансфертами понимается расходная часть бюджета в виде пенсий, пособий, стипендий, дотаций, других видов социальных выплат, являющихся частью совокупных доходов граждан (см. раздел 5).

⁴ Исследование Всемирного Банка (2017) показывает фискальный пакет в размере 12% ВВП в 2014–2017 гг.

⁵ Исследование Всемирного Банка (2017) показывает фискальный пакет в размере 8,4% ВВП в 2020 году.

напряженность. Как отмечено в обзоре Всемирного Банка⁶, масштабное вмешательство со стороны государства наблюдалось в течение 2017 года, когда на реализацию мер правительства по оздоровлению системообразующего банка было потрачено 48% государственных доходов, или 4% ВВП.

Выбор переменных аргументирован особенностью государственного бюджета Казахстана, для которого характерна зависимость от нефтяных доходов: на них приходится треть совокупных доходов бюджета. Ненефтяной баланс характеризуется более глубоким показателем дефицита по сравнению с дефицитом общего государственного бюджета, волатильность и амплитуда которого сглаживается нефтяными доходами. Так, ненефтяной дефицит в 2017 году достиг 12,6% от ВВП.

Кроме того, в рамках текущего исследования расходы государственного бюджета включаются в анализ как с учетом социальных трансфертов, так и без них.

Включение социальных трансфертов в состав расходов государственного бюджета при изучении фискальных параметров Казахстана обусловлено той ролью, которую они играют в формировании ВВП. Как уже было отмечено в разделе 4, социальные трансферты в развивающихся странах в потенциале существенно влияют на рост ВВП. Несмотря на то, что во многих работах используется определение фискальных переменных по методу Бланшара-Перотти, мы придерживаемся мнения, что данный метод не в полной мере применим для Казахстана на фоне значительности социальных трансфертов в бюджете страны, значения которых достигают в среднем 39% государственных доходов и 30% расходов государственного бюджета на период с 2005 по 2023 годы. К примеру, в периоды шоков фискальное стимулирование в основном проводилось посредством наращивания социальных трансфертов.

Использование переменной, не учитывающей социальные трансферты, также показательно, поскольку исключение трансфертов по методу Бланшара-Перотти позволяет оценить эффект чистого экзогенного шока в бюджетных расходах. Отдельные виды трансфертов, такие как пособия по безработице, носят циклический характер, исключая их, мы абстрагируемся от их эффекта. Таким образом, в моделях SVAR были использованы переменные, указанные в таблице 1.

Таблица 1

Переменные моделей SVAR

Переменная	Компоненты переменной
1. ВВП	Валовый внутренний продукт с учетом валовой добавленной стоимости (ВДС) горнодобывающей отрасли и разработки карьеров и обрабатывающей промышленности
2. Ненефтяной ВВП	= ВВП – ВДС горнодобывающей отрасли и разработки карьеров – ВДС обрабатывающей промышленности
3. Государственные доходы с учетом доходов от нефти	= Налоговые доходы + Неналоговые доходы + Поступления от продажи основного капитала + Трансферты из Национального фонда – Выплаты процентов по долгу
4. Государственные доходы без учета доходов от нефти	= Налоговые доходы + Неналоговые доходы + Поступления от продажи основного капитала – Налоги на международную торговлю – Выплаты процентов по долгу
5. Государственные доходы без учета доходов от нефти и социальных трансфертов	= Налоговые доходы + Неналоговые доходы + Поступления от продажи основного капитала – Налоги на международную торговлю – Выплаты процентов по долгу – социальные трансферты
6. Расходы государственного бюджета с учетом социальных трансфертов	= Государственное потребление + Валовое накопление капитала государством – Выплаты процентов по долгу

⁶ World Bank Kazakhstan Public Finance Review, 2023.

7. Расходы государственного бюджета без учета социальных трансфертов	= Государственное потребление + Валовое накопление капитала государством – Выплаты процентов по долгу – социальные трансферты
8. Социальные трансферты	= Социальные трансферты населению + Прочие трансферты населению + Субсидии + Трансферты за рубеж + Прочие трансферты и субсидии

Все переменные скорректированы с учетом сезонных колебаний с использованием метода X13Arima, дефлированы с помощью дефлятора ИПЦ, переведены в логарифмическую форму и выражены в расчете на душу населения⁷. Лаг равен единице и определен с использованием информационного критерия Акаике (AIC), статистического теста отношения правдоподобия (LR), критерия Ханнана-Куинна (HQ) и критерия Шварца (SC). Данные были взяты из базы данных Бюро национальной статистики (БНС), Национального Банка РК и Министерства финансов РК.

Эндогенные переменные были проверены на стационарность, по результатам проверки ряды данных стационарны относительно тренда (таблица 2)

Таблица 2

Результаты теста на единичный корень

Переменные/ Тесты		ADF (p-value)	PP (p-value)	KPSS	Стационарность
ВВП	ВВП	0.37	0.36	Тренд-стационарный	Тренд-стационарный ⁸
	Ненефтяной ВВП	0.65	0.63	Тренд-стационарный	Тренд-стационарный
Расходы	Расходы гос. бюджета без учета соц. трансфертов	***0.0001	***0.0001	Тренд-стационарный	Тренд-стационарный
	Расходы гос. бюджета с учетом соц. трансфертов	***0.00	***0.00	Тренд-стационарный	Тренд-стационарный
Доходы	Гос. доходы без учета доходов от нефти	**0.03	*0.05	Тренд-стационарный	Тренд-стационарный
	Гос. доходы с учетом доходов от нефти	***0.00	***0.00	Тренд-стационарный	Тренд-стационарный

Примечание. ***p-value<0,01; **p-value<0,05; *p-value<0,1

6. Методология

Для эмпирической оценки фискального мультипликатора мы использовали модель SVAR с тремя переменными для изучения реакции реального ВВП на изменения фискальных переменных, например, государственных расходов. Преимущество SVAR перед стандартной моделью VAR заключается в том, что в классической VAR экзогенные фискальные шоки не изолированы от всплесков, спровоцированных экономическими колебаниями. В то время как SVAR позволяет накладывать структурные ограничения на классическую VAR упрощенной формы (reduced-form VAR) для изоляции структурных шоков, отражающих влияние шоков отдельных компонент вектора ошибок.

Классическая модель VAR имеет следующий вид:

⁷ Посредством деления на численность населения в возрасте 16-63 года.

⁸ Тесты ADF и PP имеют очень низкую мощность по сравнению с альтернативами I(0), близкими к нестационарным. Другими словами, тесты не могут отличить высокоустойчивый стационарный процесс от I(1). Кроме того, эффективность теста снижается с добавлением детерминированных терминов, таких как константа и временной тренд (Caner и Killian, 2001).

$$Y_t = \mu_0 + \mu_1 t + A(L)X_t + u_t, \quad (3)$$

где μ_0 является константой, t – линейный временной тренд, $A(L)$ – это лаговый многочлен, u_t – VAR остатки со свойством $E(u_t) = 0$ и $E(u_t u_t') = \Sigma_u$.

Вектор Y_t представляет собой вектор с тремя переменными, включающий государственные расходы (s_t), государственные доходы (τ_t), и выпуск (y_t):

$$Y_t = [s_t, \tau_t, y_t]$$

Метод идентификации предполагает использование наблюдаемых остатков (u_t) и применение структурных ограничений на систему для выявления экзогенных шоков фискальных расходов. Ограничения применяются к одновременным (contemporaneous) связям между переменными, в то время как лагированные связи не ограничиваются.

Поскольку остатки VAR имеют тенденцию к корреляции, мы умножаем уравнение (3) на матрицу A_0 , что приводит к образованию следующей структурной формы:

$$A_0 Y_t = A_0 \mu_0 + A_0 \mu_1 t + A_0 A(L) X_t + B e_t, \quad (4)$$

где матрица A_0 описывает одновременную взаимосвязь между эндогенными переменными, а $A_0 u_t = B e_t$ показывает отношение между VAR остатками u_t и структурными остатками e_t , что предполагает ортогональность последних друг к другу. Сложность заключается в существовании множества структурных параметров, которые дают такую же упрощенную форму VAR. То есть модель, описываемая уравнением (4), не идентифицируется из-за возможности существования множества удовлетворяющих ей матриц A_0 и B .

В этой статье применены три метода, широко используемые в литературе: рекурсивный метод, метод Бланшара-Перотти (Blanchard & Perotti, 2002) и метод знаковых ограничений по Маунтфорду и Улигу (Mountford & Uhlig, 2009). Схема идентификации первых двух методик предполагает прямые ограничения на матрицу A_0 , тогда как знаковые ограничения сводятся к ограничениям на импульсные отклики.

6.1. Рекурсивный метод. SVAR модели являются стандартным инструментом для исследования динамики распространения экономических шоков, где рекурсивная схема идентификации, изначально предложенная Симсом (Sims, 1980), остается отправной точкой в большинстве источников эмпирической литературы. Данный подход ограничивает матрицу B до единичной матрицы и настраивает A_0 до нижней треугольной матрицы с единичной диагональю. Поскольку $\Sigma_e = I$ и $\Sigma_u = E(u_t u_t') = A_0^{-1} A_0^{-1}$, для идентификации модели нам потребуется три ограничения. Отмечаем, что в данном подходе A_0^{-1} – это разложение по Холецкому от Σ_u .

Рекурсивный метод предполагает каузальный порядок эндогенных переменных. В этой работе переменные модели выстроены в следующем порядке: расходы государственного бюджета, налоговые поступления и выпуск. Такая схема предполагает, что расходы бюджета не реагируют на другие шоки в системе в течение одного периода, решения по налогам принимаются после расходов, а на выпуск одновременно влияют все шоки в системе. В рамках следующих этапов нашего исследования минимальное влияние порядка переменных на оцениваемый мультипликатор подтверждается.

Рекурсивная схема идентификации представлена в следующей форме:

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{\tau g} & 1 & 0 \\ a_{g y} & a_{\tau y} & 1 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^\tau \\ u_t^y \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^\tau \\ e_t^y \end{bmatrix}$$

Первый член уравнения включает в себя три ограничения в виде нулей, налагаемых на матрицу A_0 (верхний треугольный). Таким образом, такое расположение переменных исключает автоматические стабилизаторы как государственных расходов, так и доходов, что является ключевым условием нашего анализа.

6.2. Методология Бланшара-Перотти. Впервые SVAR-анализ был применен в работе Бланшара-Перотти (Blanchard-Perotti, 2002) для изучения шоков государственных расходов и доходов. В ходе исследования авторы получили фискальный мультипликатор с положительным значением, величина которого превысила значение налогового мультипликатора. Бланшар и Перотти, используя данные США, оценили влияние фискального стимулирования на объем производства, расходы и чистый налог. Оценивая эластичность налоговых поступлений по отношению к выпуску за пределами SVAR, метод Бланшара и Перотти обеспечивает автоматическую стабилизацию налоговых поступлений, в отличие от предыдущего рекурсивного метода. С другой стороны, сходство возникает из-за отсутствия автоматического стабилизатора государственных расходов. В нашей работе предполагается, что решение о расходах предшествует решениям по налогам, что исключает влияние налоговых поступлений на государственные расходы. Мы также отмечаем, что это предположение оказывает минимальное влияние на оценки мультипликатора. Аналогично небольшая корреляция между доходами и расходами предполагает несущественность влияния порядка переменных на значения мультипликатора (Blanchard-Perotti, 2002).

Эластичность налоговых поступлений к выпуску $a_{\tau y}$ определена равной значению 0,69, полученному в рамках исследования Жакуповой и Ханетовой (2023). Следующий этап идентификации включает оценку оставшихся неизвестных элементов матрицы A_0 путем оценки циклически скорректированных остатков расходов и доходов. Связь между VAR и структурными остатками представлена в следующем виде:

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{\tau g} & 1 & a_{\tau y} \\ a_{gy} & a_{\tau y} & 1 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^\tau \\ u_t^y \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ b_{\tau g} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^\tau \\ e_t^y \end{bmatrix}$$

Несмотря на широкое использование метода Бланшара-Перотти в литературе об оценке фискальных шоков, данная методология подвержена критике. Во-первых, в этой схеме отсутствует эффект ожидания агентов. В случае, если реакция населения будет связана с политическими заявлениями, а не с реализацией политических решений, модель лишь частично учтет эффект фискальных шоков. Еще одно ограничение касается оценки эластичности налоговых поступлений по отношению к выпуску. Хотя эта проблема связана именно с налоговым мультипликатором, а не с расходами, она все же может повлиять на результаты за счет единой идентификации системы. Если оценка мультипликатора не отражает фактическое значение исходных данных, может быть получена смещенная оценка. Причина этого в том, что рассчитанная эластичность налоговых поступлений представляет собой средневзвешенное значение каждой налоговой категории согласно алгоритму, предложенному Бланшаром и Перотти.

6.3. Метод ограничения знаков. Третий подход предполагает использование ограничений на импульсные отклики. По мнению Маунтфорда и Улига (2009), ограничение знаков не требует идентификации всех инноваций, что может быть проблематичным процессом. Вернее, цель этого подхода состоит в том, чтобы установить определенную знаковую связь между шоками и импульсными откликами соответствующих эндогенных переменных. Например, фискальные шоки идентифицируются исходя из предположения, что расходы и налоговые поступления увеличиваются в течение четырех последовательных периодов после шоков расходов и налоговых поступлений. С другой стороны, шок бизнес-цикла вызывает изменение как объема производства, так и налоговых поступлений в течение четырех последовательных периодов после шока. Аналогично Кальдаре и Кампсу

(2008), последнее определение важно для выявления фискальных шоков⁹. И последнее, фискальные шоки ортогональны по отношению к шокам бизнес-циклов.

При построении модели SVAR с применением Байесовских методов мы руководствовались работами Улига (1994), Маунтфорда и Улига (2009). Используя априорные распределение Нормала-Уишарта для элементов лагового полинома $A(L)$ и дисперсионно-ковариационной матрицы остатков упрощенной формы VAR, мы получаем апостериорное распределение, которое также является плотностью распределения Нормала-Уишарта. Для иллюстрации идеи ограничений знаков упрощенная VAR может быть записана в виде векторной модели скользящего среднего:

$$Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i u_{t-i},$$

где ϕ_i фиксирует импульсный отклик для VAR остатков на определенном горизонте i . Импульсный отклик для структурных остатков можно записать как $\psi_i = \phi_i P$, где P в виде фактора Холецкого по $\Sigma_u = PP'$. Ограничения в дальнейшем налагаются на знак ψ_i . Шаги по ограничению знака включают в себя построение случайной ортогональной матрицы Q , определяемой как $QQ' = I$ и $\Sigma_u = PQQ'P'$, и проверку, удовлетворяют ли ортогональные импульсные отклики $\hat{\psi}_i = \phi_i PQ$ знаковым ограничениям, наложенным на модель. При проверке знаковых ограничений мы руководствовались исследованием Рубио-Рамиреса и др. (2010), и использовали матрицу выбора S в следующем виде:

$$S_j f(\psi_h) q_j > 0,$$

где $f(\psi_h)$ содержит ортогонализированные импульсные отклики за период горизонта h ; q_j означает j -ый столбец матрицы Q , а ряды матрицы S определяют каждое ограничение знака (1 в случае положительного отклика и -1 в случае отрицательного отклика). Генерируя до 1000 симуляций, удовлетворяющих знаковым ограничениям, вычисляем медиану.

Используя указанные три модели, в рамках нашей работы мы рассчитали фискальные мультипликаторы на основе собранных исходных данных¹⁰, значения которых представлены в разделе «Результаты».

7. Результаты

В этом разделе представлены результаты оценки влияния шока расходов государственного бюджета с использованием трех различных подходов по идентификации ограничений в модели и на основе трех наборов переменных:

– модель 1: нефтефтяной ВВП, расходы государственного бюджета без учета социальных трансфертов, государственные доходы без учета доходов от нефти и социальных трансфертов (Non-oil GDP, Spending excluding social transfers, Revenue excluding oil revenue and social transfers);

– модель 2: нефтефтяной ВВП, расходы государственного бюджета, государственные доходы без учета доходов от нефти (Non-oil GDP, Spending, Revenue excluding oil revenue);

– модель 3: ВВП с учетом доходов от нефти, расходы государственного бюджета, государственные доходы с учетом доходов от нефти (GDP with oil revenues, Spending, Revenue including oil revenue).

⁹ Шок от налоговых доходов таким образом предполагает резкое снижение выпуска.

¹⁰ Описание данных представлено в разделе 5.

Результаты проиллюстрированы посредством импульсных откликов, отражающих динамику поведения макроэкономических переменных. Далее мы представим результаты расчетов фискального мультипликатора, являющегося оценкой эффективности фискального стимулирования экономической активности. Интерпретация мультипликатора представлена согласно теоретической литературе как реакция выпуска в стоимостном выражении на шок расходов государственного бюджета размером в 1 тенге. Для оценки используется формула расчета кумулятивного мультипликатора на горизонте T :

$$m_T = \sum_{t=0}^T \frac{\Delta y_t}{\Delta s_t},$$

где y_t – это выпуск, а s_t – это расходы государственного бюджета.

В рамках нашей работы фискальный мультипликатор рассчитывается по следующей формуле:

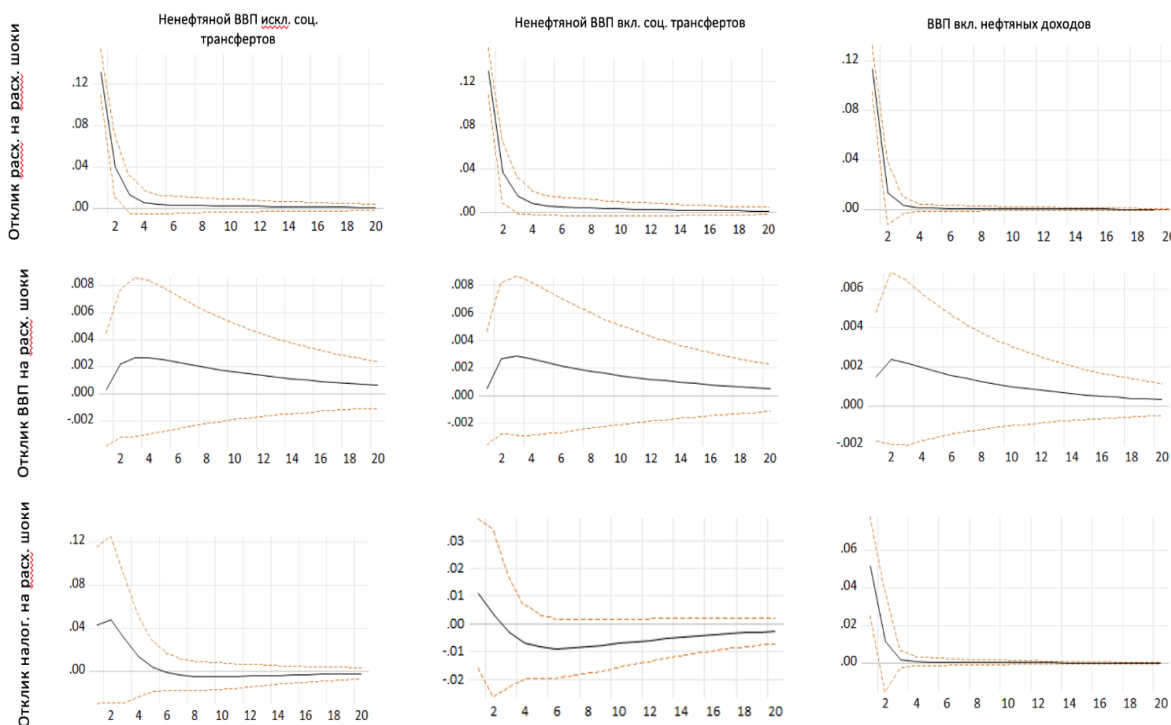
$$multiplier_T = \frac{m_t}{s/y},$$

где знаменатель представляет собой среднее отношение расходов государственного бюджета к выпуску.

7.1. Результаты по рекурсивному методу. Реакция переменных на положительный шок расходов бюджета по рекурсивному методу представлена на рисунке 3. В столбцах показаны результаты регрессии трех моделей с разными наборами данных: первый столбец представляет импульсные отклики модели 1, второй столбец иллюстрирует реакцию по сценарию модели 2, а последний столбец – по модели 3. Данное графическое представление будет использоваться и в дальнейшем при иллюстрации результатов по прочим методам SVAR.

Рисунок 3

**Отклик макроэкономических переменных на шок расходов.
Рекурсивный метод**



* Отклик переменных на шок расходов в размере одного стандартного отклонения. Нефтяной ВВП и фискальные переменные с исключением социальных трансфертов; Нефтяной ВВП и фискальные переменные с включением социальных трансфертов; ВВП и доходы с поступлениями от нефти. Отклик расходов на расходы; Отклик ВВП на расходы; Отклик доходов на расходы

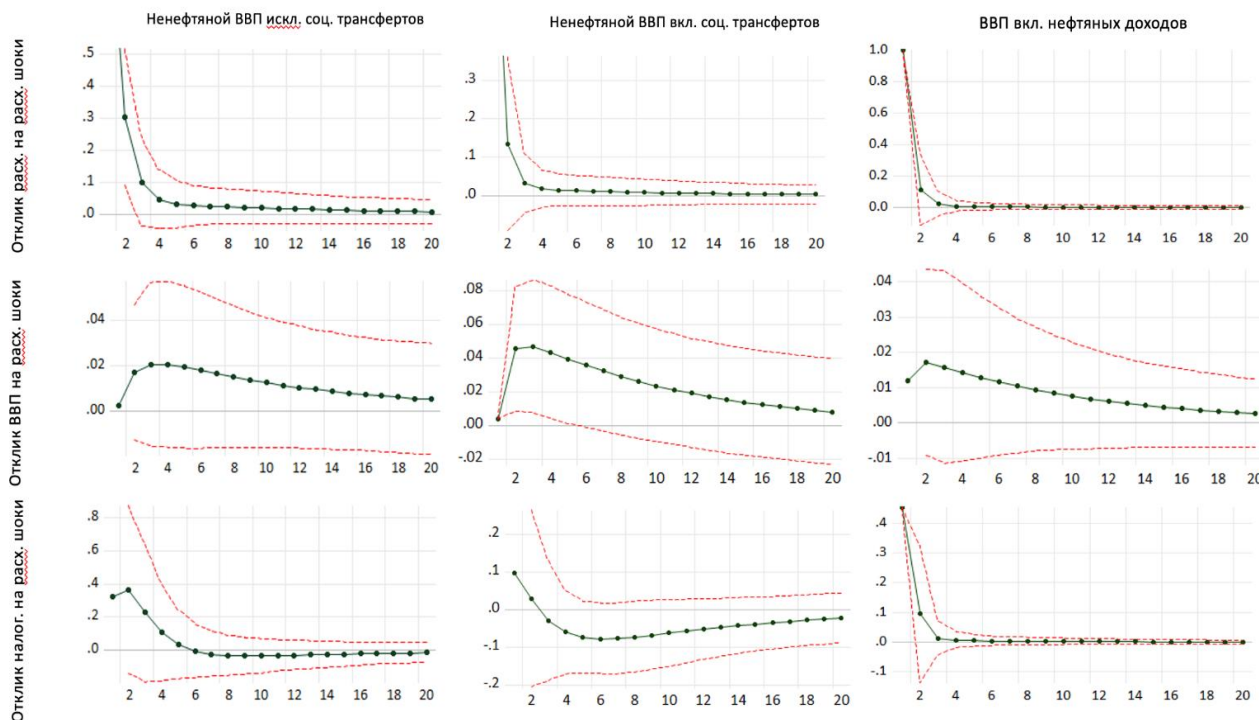
Увеличение расходов бюджета на одно стандартное отклонение влечет за собой небольшое увеличение нефтегазового ВВП с пиком в третьем и четвертом кварталах и постепенной стабилизацией в течение пяти лет. Как видно на графике, реакция нефтегазового ВВП статистически не отличается от нуля, а это означает, что оценочное значение мультипликатора также может быть около нуля. Налоговые поступления увеличиваются в ответ на шок, несмотря на отсутствие автоматических стабилизаторов бюджетных доходов. Вероятно, дополнительные расходы финансируются налоговыми поступлениями, так как мы допускаем, что налоговые решения принимаются вслед за государственной политикой о расходах. То есть налоги частично компенсируют рост расходов с течением времени. Наш анализ также показывает, что динамика переменных модели безразлична к положению налоговых поступлений в системе¹¹.

В целом все три модели демонстрируют схожие изменения в ответ на фискальные шоки. В частности, есть заметное сходство в устойчивости реакции ВВП. Тем не менее из графика видно, что шок расходов угасает быстрее в рамках модели 3 по сравнению с другими моделями. Наблюдения для модели 2 (второй столбец) предполагают рост налоговых поступлений в результате воздействия, которое медленно снижается с течением времени, что противоречит динамике модели 1, исключающей социальные трансферты. Это может означать, что большая доля трансфертов частному сектору финансируется за счет дефицита. В частности, как показано в разделе 4, мы утверждаем, что эти трансферты в значительной степени финансируются за счет доходов от нефти.

7.2. Результаты по методу Бланшара-Перотти. Метод Бланшара-Перотти сопоставим с рекурсивным методом с точки зрения идентификации структурных шоков в части нулевых ограничений, за исключением ненулевой налоговой эластичности к выпуску.

Рисунок 4

Отклик макроэкономических переменных на шок расходов. Метод Бланшара-Перотти



* Отклик переменных на шок расходов в размере один в единицах измерения переменных. Нефтегазового ВВП и фискальные переменные с исключением социальных трансфертов; Нефтегазового ВВП и фискальные

¹¹ Текущая модель построена таким образом, что налоговые поступления располагаются после расходов, но перед ВВП. Мы утверждаем, что размещение налоговых поступлений после ВВП статистически не сильно меняет результаты.

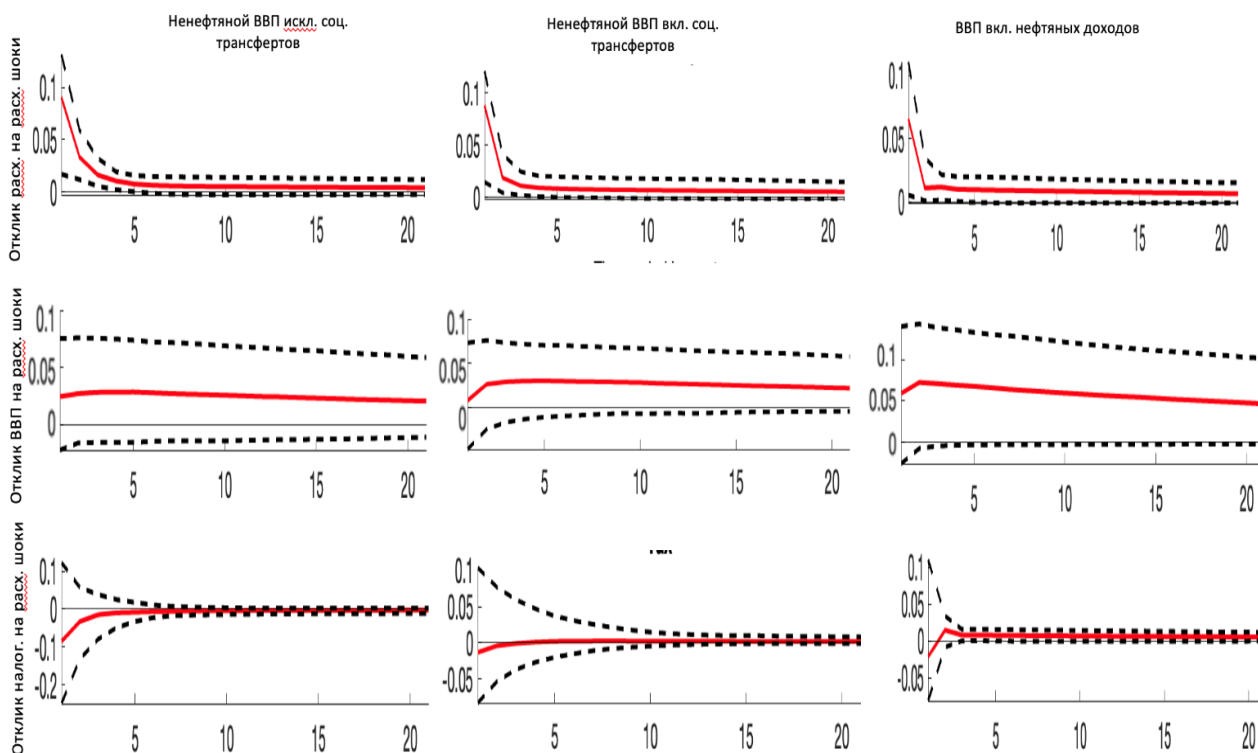
переменные с включением социальных трансфертов; ВВП и доходы с поступлениями от нефти. Отклик расходов на расходы; Отклик ВВП на расходы; Отклик доходов на расходы

Рисунок 4 иллюстрирует схожие закономерности с течением времени в ответ на шок расходов, как на рисунке 3, поскольку оба подхода предусматривают нулевые встроенные (автоматические) стабилизаторы расходов. Как и в предыдущем методе, налоги частично компенсируют рост расходов, а реакция ВВП статистически незначительна и имеет горбовидную форму.

7.3. Результаты по методу с ограничениями знаков. Пиковые значения импульсных откликов расходов государственного бюджета на шок расходов при ограничении знака возникают в момент воздействия и в последующем снижаются медленно (рисунок 5). С другой стороны, отклик выпуска не имеет горбовидную форму в сравнении с траекторией откликов при других методах. Тем не менее фискальный мультипликатор при применении этого метода также положителен. Реакция фискальных доходов в рамках этого метода уникальна и отличается от предыдущих за счет отрицательного отклика в ответ на шок расходов в начале воздействия. В данном случае такой эффект может быть связан с финансированием расходов государственного бюджета за счет дефицита. Такая разная реакция фискальных доходов ограничивает сравнительный анализ различных подходов, как утверждает Mounford and Uhlig (2009). В связи с этим мы также демонстрируем некоторые политические эксперименты в разделе 7.4. Наконец, отклик выпуска¹² на шок демонстрирует значительную устойчивость.

Рисунок 5

Отклик макроэкономических переменных на шок расходов. Метод знаковых ограничений



* Ненефтяной ВВП с исключением социальных трансфертов; Ненефтяной ВВП с включением социальных трансфертов; ВВП с включением доходов от налогов
Отклик расходов на расходы; Отклик ВВП на расходы; Отклик доходов на расходы

Подводя итог, можно сказать, что, судя по полученным импульсным откликам на чистый шок расходов, знак фискального мультипликатора положителен для всех трех

¹² Отклик выпуска постепенно затухает и исчезает к 80 кварталу от начала шока.

методов идентификации. Следующий вывод заключается в том, что рекурсивный метод и метод Бланшара-Перотти дают схожие результаты, в то время как отклики по методу знаковых ограничений различаются не только динамикой доходов (отрицательные отклики), но и постоянством отклика выпуска. Это концептуальное различие можно объяснить источником идентификации экзогенных бюджетных шоков, которые, в свою очередь, определяют задаваемую величину автоматических стабилизаторов в модели. Этот параметр задается как ноль для рекурсивного метода и метода Бланшара-Перотти, но в рамках метода ограничения знака задается на оценочном уровне.

7.4. Размер мультипликатора расходов. В предыдущем разделе мы проиллюстрировали динамику макроэкономических переменных под влиянием экзогенного шока фискальных расходов, а также убедились в положительном знаке фискального мультипликатора Казахстана за период с 1-го квартала 2005 года по 3-й квартал 2023 года. В этом разделе мы оценим значения фискального мультипликатора на основе импульсных откликов, рассмотренных в предыдущем разделе.

Мы рассчитали кумулятивный фискальный мультипликатор на горизонте от 1 года до 4 лет для каждой спецификации модели по трем использованным методам (таблица 3). Величина полученного мультипликатора находится в пределах диапазона, определенного в рамках других исследований для развивающихся стран, где долгосрочные оценки варьируются от 0,18 до 0,88.

Так, фискальный мультипликатор расходов бюджета без учета трансфертов (по модели 1), по нашим расчетам, составил 0,15 на 1 год. Другими словами, дополнительное увеличение расходов государственного бюджета на 1 тенге приводит к увеличению ненефтяного ВВП на 0,15 тенге. Кумулятивное значение фискального мультипликатора на долгосрочном горизонте в 4 года оценено на уровне 0,43, что также ниже единицы.

Для второй модели значение мультипликатора составило 0,43 в рамках 1-го года, что выше, чем у модели 1, как и ожидалось. Это подтверждает теорию о значимости социальных трансфертов как компоненты расходов государственного бюджета, стимулирующей экономический рост в развивающихся странах. Интересный результат получен в рамках модели 3, в которой учитываются нефтяные доходы. Величина мультипликатора ниже значения мультипликатора, рассчитанного по модели 2, что в литературе связывают с потенциальным просачиванием импорта. Для подтверждения этого утверждения необходима более полная модель, с включением иных эндогенных и экзогенных параметров, что может стать следующим этапом в этой области исследований.

Таблица 3

Оценки фискального мультипликатора для Казахстана

Модель	Период	Рекурсивный метод (тенге)	Метод Бланшара-Перотти (тенге)	Метод ограничения знаков (тенге)
модель 1 на основе:	1 год	0,15	0,15	0,51
1. ненефтяного ВВП;	2 год	0,29	0,29	0,80
2. расходов гос. бюджета без учета трансфертов;	3 год	0,38	0,38	1,03
3. гос. доходов без учета доходов от нефти	4 год	0,43	0,44	1,22
модель 2 на основе:	1 год	0,43	0,42	0,52
1. ненефтяного ВВП;	2 год	0,80	0,80	0,85
2. расходов гос. бюджета с учетом трансфертов;	3 год	1,05	1,04	1,10
3. гос. доходов без учета доходов от нефти и трансфертов	4 год	1,20	1,19	1,28

модель 3 на основе:	1 год	0,22	0,18	0,97
1. ВВП с учетом доходов от нефти	2 год	0,37	0,31	1,30
2. расходов гос. бюджета с учетом трансфертов	3 год	0,46	0,40	1,49
3. гос. доходов с учетом доходов от нефти	4 год	0,52	0,45	1,61

Примечание. В строках отражены расчетные оценки фискального мультипликатора в разбивке по трем моделям с разными наборами данных. В столбцах отражены расчетные оценки фискального мультипликатора в разбивке по методам идентификации структурных ограничений SVAR.

В целом значения фискального мультипликатора, полученные рекурсивным методом и методом Бланшара-Перотти, близки по величине, что согласуется с интерпретацией результатов, представленной в предыдущем разделе. При этом размеры фискального мультипликатора по методу ограничения знаков существенно выше. Ключ к пониманию причины этого явления лежит в изучении динамики и со-направленности во времени таких макропеременных, как объем производства и расходы государственного бюджета. Интуитивно можно предположить, что при различных методах идентификации структурных ограничений декомпозиция корреляции между остатками в уравнении ВВП и остатками в уравнении расходов бюджета объясняется экзогенным фискальным шоком (причинно-следственная связь простирается от расходов к выпуску или от отклика выпуска на изменения в расходах), а остальное объясняется остаточными шоками, связанными с действием автоматических стабилизаторов (реакция расходов на изменения выпуска). Например, рассмотрим случай, когда оценочное значение корреляции между остатками переменных выпуска и расходов равно 0,02-0,10. При выключенном автоматическом стабилизаторе все положительные со-направленные движения, наблюдаемые в рядах данных, вызваны экзогенным шоком расходов, что соответствует положительному мультипликатору. В то же время большее значение фискального мультипликатора, полученного в рамках модели с ограничениями по знаку, объясняется тем, что автоматический стабилизатор умеренно отрицателен, поэтому модель SVAR создает больший по значению мультипликатор для соответствия данным.

Для сравнения в таблице 4 приведены оценочные результаты, полученные в рамках других исследований фискального мультипликатора для Казахстана и развивающихся стран в целом. Наш результат наиболее близок к оценке Всемирного Банка, полученной с использованием модели SBVAR с ограничениями по знакам, которая по структуре аналогична модели 2. Дайм и др. (2021) на основе панельной VAR модели, построенной на данных азиатских стран, включая Казахстан, оценили фискальный мультипликатор на уровне 0,73 на горизонте четырех кварталов. Наиболее поразительные результаты получены в работе Ильзецки и др. (2011) с использованием данных ряда развивающихся стран, в ходе которой оценка показала негативное воздействие мультипликатора с долгосрочной оценкой на уровне 0,18. Приведенные в нашей работе оценки мультипликатора, полученные другими исследователями, указывают на высокую значимость и необходимость понимания макропеременных бюджета, используемых в анализе рядов данных и применяемой методологии, что в совокупности может существенно влиять на результаты.

Таблица 4

Расчеты мультипликатора расходов в литературе

Источник	Модель	Период	Тенге
Всемирный Банк. Обзор государственных финансов Казахстана. (2023)	SBVAR (ненефтяной ВВП, расходы и доходы от налогов и выплаты процентов)	1 год	0,4
		2 года	0,8

Дайм и др. (2021)	Панельная VAR	1 год	0,73
	(азиатские страны, Казakhstan)	вкл. 2 года	0,88
Ильзецки и др. (2021)	Панельная SVAR	при взаимодействии	-0,21
	(развивающиеся страны)	долгосрочное	0,18

Как отмечают Маунтфорд и Улиг (2005), последствия чистых фискальных шоков в рамках фискального эксперимента нельзя рассматривать как однозначную рекомендацию для принятия политических решений, поскольку фискальный эксперимент теоретически ограничивает рамки действия фискальных переменных, в частности задает определенный параметр финансирования расходов в рамках определенного вида модели. Поэтому сравнение результатов, полученных различными методами идентификации, на основании чистых фискальных импульсов не совсем корректно. Тем не менее мы можем интерпретировать результаты импульсных откликов, полученных в рамках рекурсивного метода и метода Бланшара-Перотти, как сбалансированное финансирование бюджета, поскольку налоговые поступления растут вместе с бюджетными расходами.

Интересный вопрос может заключаться в следующем: какое влияние оказывают расходы, финансируемые за счет дефицита? Чтобы ответить на этот вопрос, мы разработали еще одну модель с тремя переменными, включая первичный нефтяной дефицит, нефтяной ВВП и реальный эффективный обменный курс. Мы интерпретируем увеличение нефтяного дефицита как финансируемое за счет дефицита увеличение расходов, поскольку предполагаем увеличение расходов при заданном уровне налоговых поступлений. В таблице 5 показаны оценочные значения фискальных мультипликаторов, рассчитанных в рамках альтернативного фискального подхода с использованием рекурсивного метода¹³.

Таблица 5

Значения мультипликаторов альтернативного фискального подхода

Периоды (годы)	При бюджете, сбалансированном по доходам и расходам (тенге)	При бюджете с расходами, финансируемыми за счет дефицита (тенге)
1	0.15	0.06
2	0.29	0.06
3	0.38	0.06
4	0.43	0.07

Источник: расчеты авторов

Значения фискального мультипликатора при финансировании расходов за счет дефицита значительно ниже значения мультипликатора бюджета, сбалансированного по доходам и расходам. Так, в течение года после фискального шока дополнительные расходы бюджета, финансируемые за счет дефицита, в размере одного тенге увеличат нефтяной ВВП на 0,06 тенге. Возможное объяснение может заключаться в импорте товаров и услуг, выплатах по обслуживанию долга или повышении обменного курса из-за трансфертов из Национального фонда. Таким образом, решения правительства в сфере планирования и финансирования расходов могут существенно менять значения фискального мультипликатора. Стоит также отметить, что степень мультипликатора показывает эффективность неожиданной фискальной политики, но следует осознавать последствия в долгосрочной перспективе.

¹³ Цель метода – продемонстрировать, что альтернативное финансирование государственных расходов имеет значение для мультипликатора. Для демонстрации воздействия мы используем только рекурсивный метод.

8. Заключение

В теоретической литературе часто отмечается, что, согласно эмпирическим оценкам, фискальные мультипликаторы в первый год в «стабильные времена» обычно находятся в диапазоне от 0 до 1 (Batini et al., 2014). Однако в условиях «нестабильности», например, в периоды серьезных экономических спадов, значения мультипликаторов могут превышать 1.

Количественная оценка фискальных мультипликаторов для Казахстана в период с 2005 по 2023 годы выявила ряд важных аспектов их влияния на экономику. По итогам использования трех различных идентификаций SVAR моделей для оценки фискального мультипликативного эффекта были получены различные результаты. Так, мультипликатор первого года, рассчитанный по ненефтяному ВВП, сложился в диапазоне 0,43-0,52 тенге, т.е. потенциально увеличение расходов государственного бюджета, учитывающего социальные трансферты, на 1 тенге увеличивает размер ненефтяного ВВП на 43-52 тиын¹⁴. Фискальный мультипликатор ненефтяного ВВП без учета социальных трансфертов в составе расходов государственного бюджета оценен в диапазоне 0,15-0,51 на горизонте в 1 год, что предполагает увеличение ненефтяного ВВП на 15-51 тиын в ответ на увеличение расходов на 1 тенге. Оценка мультипликатора на основе общего объема ВВП и расходов государственного бюджета (с включением нефтяных доходов и социальных трансфертов) варьируется в диапазоне 0,22-0,97.

По результатам анализа фискальных мультипликаторов ненефтяного ВВП диапазон значений более узкий в сравнении с оценками мультипликативного эффекта расходов на общий ВВП с учетом нефтяных доходов. Более того, при использовании в качестве переменной в ходе эмпирического анализа ненефтяного первичного фискального баланса, оценки показали еще более низкие значения мультипликатора. Это еще раз подтверждает низкий стимулирующий эффект фискальной экспансии в странах, экспортирующих нефть, и указывает на необходимость диверсификации экономики с развитием иных ее секторов.

Включение социальных трансфертов в оценку значительно повышает значение фискального мультипликатора, подчеркивая важность социальных расходов для поддержания экономической активности.

По итогам применения рекурсивного метода и метода Бланшара-Перотти при идентификации структурных ограничений были получены сопоставимые, близкие по значению оценки фискального мультипликатора. Это может свидетельствовать о надежности применяемых методик для анализа фискальных мультипликаторов в Казахстане. Важно отметить, что в рамках рекурсивного подхода последовательность переменных не влияет на результаты оценки, что подчеркивает устойчивость модели к изменениям в структуре данных.

В целом небольшое значение фискального мультипликатора в первый год после реализации фискальных мер по увеличению расходов государственного бюджета указывает на ограниченное воздействие этих мер на экономическую активность в краткосрочной перспективе. Это может быть связано со структурными и конъюнктурными факторами, такими как высокая зависимость от импорта, где дополнительные расходы направляются не во внутреннюю экономику, а во внешнюю, вследствие чего происходит утечка капитала, и снижается внутренний мультипликативный эффект. Кроме того, частые корректировки бюджета, низкое качество государственных финансов и сложность сворачивания расходов негативно отражаются на значении мультипликатора. Еще одной возможной причиной незначительности мультипликативного эффекта может быть низкая немедленная отдача от расходов государственного бюджета, когда финансируются проекты с длительными сроками реализации или направления, где мультипликативный эффект проявляется постепенно. Более того, необходимо учитывать институциональные ограничения в виде

¹⁴ Тиын – разменная денежная единица, равная 1/100 тенге.

слабой институциональной среды, недостаточной инфраструктуры и коррупционных факторов, снижающих эффективность государственных расходов.

В заключение следует подчеркнуть, что представленные в данной работе модели являются базовыми и не включают множество других факторов, которые могут оказывать значительное влияние на фискальные мультипликаторы. Эти базовые модели позволяют в первом приближении проанализировать и осмыслить взаимосвязи между государственными расходами и экономическим ростом. Для получения более полной картины и глубокого понимания механизмов, через которые фискальная политика воздействует на экономику, необходимо расширение модели путем включения переменных, отражающих внешнеэкономическую ситуацию, уровень развития финансовой системы, а также проведение анализа с учетом экономических циклов.

Литература

1. Громов А.Д., 2015. «Влияние государственных расходов на экономический рост», журнал: Математические методы экономики. Прогнозы и модели.
2. Жакупова М., Ханетова А., 2023. «Параметры фискальной политики Казахстана», NBRK – WP – 2023 – 9.
3. Batini N., Eyraud L. and Weber A., 2014. «A Simple Method to Compute Fiscal Multipliers», IMF WP/14/93.
4. Barro, R.J, 2009. «Government spending is no free lunch». Wall Street Journal 22.
5. Blanchard O., Perotti R., 2002. «An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output». Quarterly Journal of economics 117.4, pp. 1329–1368.
6. Caldara D., Kamps C., 2008. «What are the effects of fiscal policy shocks? A VAR-based comparative analysis». ECB Working paper.
7. Ilzetzki E., Mendoza E.G., Vegh C.A., 2011. «How big (small?) are Fiscal Multipliers?», IMF WP/11/52.
8. Keynes J.M., 1936. «The General Theory of Employment, Interest, and Money». Hareourt, Brace and Company, New York.
9. Mountford, A., Uhlig M., 2009. «What are the effects of fiscal policy shocks?» Journal of applied econometrics 24.6, pp. 960–992.
10. Perotti R., 2003. «Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries», The IMF's Methodology», Working Papers of the International Monetary Fund. WP n. 276.
11. Rubio-Ramirez, Juan F, Waggoner D.F., Tao Zha (2010). «Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference». The Review of Economic Studies 77.2, pp. 665–696.
12. Sims C., 1980. «Comparison of interwar and postwar business cycles: Monetarism reconsidered».
13. Uhlig, H., 1994. «What macroeconomists should know about unit roots: a Bayesian perspective». Econometric Theory 10.3-4, pp. 645–671.
14. Woodford M., 2011. «Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier». American Economic Journal: Macroeconomics 3 (January 2011): 1–35.
15. World Bank Public Financial Review, 2017 and 2023.
16. The World Bank, 2023. «Kazakhstan: Strengthening public finance for inclusive and resilient growth», Report No: Kazakhstan Public Finance Review.
17. Yanushevsky R., Yanushevsky C., 2018. «Problems and Tools of Applied Macroeconomics». Applied Macroeconomics for Public Policy, Pages 1-48.

Монетарлық саясаттың трансмиссиялық тетігі аясында жалақы қатаңдығының инфляцияға әсері

З. М. Әділханова, Қазақстан Республикасының Ұлттық Банкі

Бұл жұмыс in Kazakhstan ақша-кредит саясатын қалыптастыру аясында жалақының қатаңдық дәрежесіндегі маңыздылықта зерттейді. Жалақы қатаңдығының инфляцияға әсерін бағалау Christoffel et al. (2008) жұмысында сипатталған жаңа кейнсиалық модель аясында жүргізілді, онда еңбек нарығы іздеудің және салыстырудың тоғысуымен сипатталады.

Нәтижелер жалақының айтарлықтай төмен қатаңдығымен сипатталатын еңбек нарығы күтпеген өзгерістер трансмиссиясын айтарлықтай өзгертетінін көрсетті. Мәселен, ақша-кредит саясатының күтпеген өзгерістері инфляцияға тез әсер етеді және одан инфляция тұрақты болмайды.

Автор осы зерттеуді жүргізу барысында берілген кері байланыс пен көмек үшін Төлепберген Әлішерге алғыс білдіреді.

Негізгі сөздер: жалақының қатаңдығы, инфляция, еңбек нарығы.

JEL-сыныптау: E12, E32, E52, J30.

Влияние жесткости заработных плат на инфляцию в рамках трансмиссионного механизма монетарной политики

Адилханова З. М., Национальный Банк Республики Казахстан

Данная работа исследует значимость степени жесткости заработной платы в контексте формирования денежно-кредитной политики в Казахстане. Оценка влияния жесткости заработной платы на инфляцию проведена в рамках описанной в работе Christoffel et al. (2008) новой кейнсианской модели, в которой рынок труда характеризуется трениями поиска и сопоставления.

Результаты показали, что рынок труда, характеризующийся более низкой степенью жесткости заработной платы, существенно изменяет трансмиссию шоков. Например, шок от денежно-кредитной политики быстрее отражается на инфляции, и инфляция становится менее устойчивой.

Автор выражает благодарность Төлепберген Алишеру за обратную связь и помощь, предоставленную в ходе проведения данного исследования.

Ключевые слова: жесткость заработных плат, инфляция, рынок труда.

JEL-классификация: E12, E32, E52, J30.

Impact of Wage Rigidity on Inflation within the Framework of Monetary Policy Transmission Mechanism

Adilkhanova Z. M., National Bank of the Republic of Kazakhstan

This paper examines the significance of wage rigidity in the context of monetary policy formulation in Kazakhstan. The impact of wage rigidity on inflation is assessed within the framework of the new Keynesian model described in Christoffel et al. (2008), where the labor market is characterized by search and matching frictions.

The results show that a labor market characterized by lower wage rigidity significantly changes the transmission of shocks. For example, a monetary policy shock leaks over to inflation more quickly, and inflation becomes less steady.

The author would like to thank Tolepbergen Alisher for his feedback and assistance during the course of this study.

Key Words: wage rigidity, inflation, labor market.

JEL-Classification: E12, E32, E52, J30.

1. Введение

Ключевым аспектом деятельности ряда центральных банков является обеспечение стабильности цен, что достигается через контроль уровня инфляции. В этой связи важно понимать факторы, влияющие на динамику инфляции. Значительную роль в объяснении изменений совокупных цен играет взаимосвязь между заработной платой и инфляцией. При прочих равных условиях повышение заработной платы связано с более высокими темпами инфляции, а медленная адаптация заработной платы к шокам приводит к инерции инфляции, то есть к стабильности инфляции. Важное значение в этой цепочке отводится номинальным и реальным трениям, которые определяют характер корректировки цен в экономике.

Жесткость и трения на рынке труда могут различными способами влиять на динамику инфляции и, следовательно, становятся важными при формировании денежно-кредитной политики. Существуют убеждения¹⁵, что вялая реакция инфляции на шоки может быть из-за вялой реакции рынка труда на шоки. Это объясняется тем, что из-за трений на рынке труда, обусловленных сложностями и длительностью поиска подходящей пары работник–фирма, заработные платы не сразу реагируют на шоковые изменения в экономике.

С точки зрения новой кейнсианской концепции, медленный рост заработной платы напрямую влияет на предельные издержки фирм и их ценообразование и, следовательно, в конечном счете влияет на динамику инфляции, особенно ее устойчивость. Жесткость на рынке труда также может повлиять на колебания количества отработанных часов, воздействуя на динамику инфляции через свое влияние на предельные издержки фирм в результате изменений предельного продукта труда. Институциональные особенности модели в данной статье могут воздействовать на инфляцию через один из этих каналов или их сочетание.

В рамках данной работы рассматривается значимость жесткости заработных плат¹⁶ для денежно-кредитной политики в Казахстане. При анализе роли рынка труда в установлении рыночных цен мы опираемся на методологию Christoffel et al. (2008). Модель одновременно учитывает колебания основных переменных на рынке труда и влияние заработной платы на инфляцию. В данной статье мы строим откалиброванную динамическую стохастическую модель общего равновесия, которая вбирает в себя несколько характеристик: она включает связь заработной платы с инфляцией, воспроизводит колебания безработицы в течение делового цикла и подразумевает разумную реакцию уровня безработицы на изменения уровня пособий по безработице. Результаты показывают, что рынок труда, характеризующийся более низкой степенью жесткости заработной платы, существенно изменяет трансмиссию шоков в нашей модели экономики Казахстана. Например, инфляция проявляет более быстрый отклик на шок денежно-кредитной политики и становится менее устойчивой при более гибкой заработной плате.

¹⁵ Подробнее в исследованиях Walsh (2005), Trigari (2009), Christoffel et al. (2008), Christoffel et al. (2009).

¹⁶ Жесткая заработная плата – это заработная плата, которая не изменяется в ответ на изменение цен конечных товаров и услуг. Согласно теории, динамика заработной платы отстает от цен на конечные товары. Причем снижение заработных плат происходит намного медленнее, чем повышение.

О важности жесткости заработных плат в макроэкономических моделях свидетельствуют исследования Christiano et al. (2005), Edge et al. (2003) и Galí et al. (2001). Эти работы выделяют тот тезис, что одной из причин инерции в экономике является скорость реакции заработных плат на различные изменения. Недавние исследования, такие как Gertler et al. (2020), также подчеркивают важность жесткости заработных плат для макроэкономических колебаний. Christoffel et al. (2008) предполагают, что именно жесткость заработных плат имеет большее значение для воздействия денежно-кредитной политики на инфляцию, чем другие факторы жесткости рынка труда. Этот вывод тесно взаимосвязан с результатами исследования Komatsu (2023), который указывает на более значительную роль канала заработной платы в передаче денежно-кредитной политики по сравнению с каналом рынка труда. Работа Tølerbergen (2021), посвященная структуре рынка труда, подтверждает, что гибкий процесс установления заработной платы улучшает трансмиссионный механизм. Кроме того, шоки, влияющие на переговорную способность работников, объясняют большую часть колебаний объема производства и инфляции.

В разделе 2 мы представляем новую кейнсианскую модель с поиском и сопоставлением трений на рынке труда и поэтапными переговорами о пересмотре заработной платы. В разделе 3 представлены параметры калибровки модели для Казахстана. В разделе 4 описывается канал заработной платы, а затем в разделе 5 продемонстрированы результаты полученных импульсных откликов. Основные выводы статьи представлены в разделе 6.

2. Модель

Механизмы, посредством которых денежно-кредитная политика влияет на инфляцию и реальную экономическую активность, занимают центральное место в макроэкономике. В течение последних нескольких десятилетий новые кейнсианские модели определяли преобладающее мнение в этом вопросе. В данной работе построена новая кейнсианская модель бизнес-циклов с учетом жесткости рынка труда Christoffel et al. (2008). Мы включаем «трения поиска и сопоставления», описанные Mortensen and Pissarides (1994), в стандартную модель нового кейнсианского бизнес-цикла. Один период времени в модели относится к календарному периоду в один квартал.

2.1. Предпочтения и ограничения потребителей

Потребители имеют зависящие от времени предпочтения в отношении ожидаемой полезности. Предпочтения потребителя i могут быть представлены:

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_{i,t}, c_{t-1}, h_{i,t}) \right\},$$

где E_0 обозначает ожидания, обусловленные информацией в периоде 0, а $\beta \in (0,1)$ – коэффициент дисконтирования по времени. $u(c_{i,t}, c_{t-1}, h_{i,t})$ – стандартная функция полезности формы:

$$u(c_{i,t}, c_{t-1}, h_{i,t}) = \frac{(c_{i,t} - \rho c_{t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - k^L \frac{(h_{i,t})^{1+\varphi}}{1+\varphi}, \sigma > 0, \varphi > 0.$$

Здесь $c_{i,t}$ обозначает потребление участника i , c_{t-1} обозначает совокупное потребление за предыдущий период, а $h_{i,t}$ – количество часов, отработанных потребителем i . k^L – положительный масштабирующий параметр дезутильности труда¹⁷, $\rho \in [0, 1)$

¹⁷ Параметр дезутильности труда (parameter of disutility of work) относится к негативному аспекту или затратам, связанным с выполнением работы или трудом. Например, в модели люди принимают решения о том, сколько работать, основываясь на компромиссе между выгодами дополнительного дохода и стоимости времени, затраченного на работу. Положительный коэффициент масштабирования помогает количественно оценить, насколько готовы люди понести затраты на работу в обмен на выгоды.

указывает на внешний мотив формирования привычек¹⁸ $\sigma, \varphi > 0$ и представляют собой относительное неприятие риска¹⁹ и эластичность предложения рабочей силы, соответственно.

Благосостояние семьи и бюджетные ограничения. В экономике существует большое количество идентичных семей с единичным показателем (сумма равна единице). Каждая семья состоит из $1 - u_t$ числа занятых членов и u_t числа безработных членов, оба с вышеуказанными предпочтениями. Семья максимизирует сумму невзвешенных ожидаемых полезностей своих отдельных членов,

$$\int_0^1 E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_{i,t}, c_{t-1}, h_{i,t}) \right\} di.$$

Пусть $U(c_{i,t}, c_{t-1}, u_t, \{h_{i,t}\})$ представляет агрегированную функцию полезности семьи на каждый период:

$$U(c_{i,t}, c_{t-1}, u_t, \{h_{i,t}\}) := \int_0^1 u(c_{i,t}, c_{t-1}, h_{i,t}) di,$$

где потребление c_t – средний уровень потребления членов семьи, а $\{h_{i,t}\}$ – условное обозначение распределения отработанных часов. Функция полезности U дает значение периодической семейной полезности, когда потребительские расходы оптимально распределяются между членами семьи. Репрезентативная семья объединяет трудовой доход своих работающих членов, пособия по безработице безработных членов и финансовый доход. Его бюджетное ограничение выглядит следующим образом:

$$c_t + t_t = \int_0^{1-u_t} w_{i,t} h_{i,t} di + u_t b + \frac{D_{t-1}}{P_t} R_{t-1} \epsilon_{t-1}^b - \frac{D_t}{P_t} + \Psi_t,$$

где c_t – потребление на душу населения, которая является переменной выбора семьи. t_t – единовременные налоги на душу населения, выплачиваемые семьей. $w_{i,t} h_{i,t}$ – реальная заработная плата в час, умноженная на количество отработанных часов отдельным членом семьи i . b – реальные пособия по безработице, которые выплачиваются безработным (u_t) членам семьи. Семья владеет D_t единицами безрисковой номинальной облигации на один период, которая выплачивает валовую номинальную доходность $R_t \epsilon_t^b$ в период $t + 1$. P_t – совокупный уровень цен. ϵ_t^b обозначает последовательно коррелированный шок для премии за риск, который следует за процессом AR(1):

$$\log(\epsilon_t^b) = \rho_b \log(\epsilon_{t-1}^b) + \zeta_t^b, \text{ где } \rho_b \in [0,1) \text{ и } \zeta_t^b \sim N(0, \sigma_b^2).$$

Этот шок означает премию между доходностью активов репрезентативного домохозяйства и процентной ставкой, установленной центральным банком (см. Smets and Wouters, 2007). Семья владеет акциями всех фирм в экономике. Ψ_t обозначает реальный доход в виде дивидендов на члена семьи, получаемый от прибыли этих фирм. Доход в виде дивидендов делится на прибыль, получаемую от оптовой торговли (Ψ_t^C) и производства товаров рабочей силой ($\Psi_{i,t}^L$) соответственно:

$$\Psi_t = \Psi_t^C + \int_0^{1-u_t} \Psi_{i,t}^L di.$$

Семья максимизирует свою функцию благосостояния, выбирая потребление и владение облигациями с учетом бюджетных ограничений. Уравнение Эйлера в таком случае выглядит следующим образом:

¹⁸ При наличии внешнего мотива формирования привычек (external habit formation) накопленный средний уровень прошлого потребления в экономике в целом влияет на текущую полезность отдельного потребителя. Формирование внешних привычек является формой внешних эффектов межвременного потребления, таким образом, потребитель усваивает внешние привычки при принятии своего оптимального решения.

¹⁹ Относительная степень неприятия риска (relative risk aversion) в контексте функции полезности – это мера, определяющая, насколько индивид склонен избегать риска при принятии решений о потреблении или инвестировании. Эта концепция позволяет моделировать решения индивидуумов в ситуациях, где они сталкиваются с выбором между различными степенями риска и возможными доходами.

$$1 = E_t \left\{ \beta \frac{\lambda_{t+1} R_t \epsilon_t^b}{\lambda_t \Pi_{t+1}} \right\},$$

где предельная полезность от потребления равна $\lambda_t = (c_t - \rho c_{t-1})^{-\sigma}$, β – коэффициент дисконтирования, R_t – номинальная процентная ставка, Π_{t+1} – инфляция в следующем периоде, ϵ_t^b – шок премии за риск.

2.2. Фирмы

В модели используются три сектора производства. Фирмы в первом секторе производят однородный промежуточный товар, который мы будем называть «трудовым товаром». Фирмы, производящие трудовые товары, нанимают ровно одного работника для производства. Отработанные часы в таких фирмах являются единственным фактором производства. В модели поиск работника является трудоемким и дорогостоящим процессом из-за трений на рынке. Когда фирма и работник встречаются, редко используются НЭШ-переговоры о почасовой оплате труда. Модель придерживается концепции right-to-manage как у Trigari (2006)²⁰. Учитывая уровень заработной платы, фирма в каждом периоде решает, сколько часов работы она хочет нанять. Согласно концепции модели, фирмы и работники не могут договориться о своей номинальной почасовой ставке заработной платы в каждом периоде.

После этого фирмы, производящие трудовые товары, продают свой продукт оптовому сектору в условиях совершенной конкуренции, поскольку товары для труда однородны. Оптовые фирмы производят дифференцированные товары, используя товары для труда в качестве единственного производственного ресурса. Затем дифференцированные товары продаются сектору розничной торговли в условиях монополистической конкуренции. Наконец, розничные фирмы объединяют дифференцированные товары в конечный товар, который продается домашним хозяйствам и правительству. Далее мы рассмотрим каждый сектор по отдельности. Подстрочный индекс j будет относиться к фирме оптовых товаров/продукту j . Подстрочный индекс i будет относиться к фирме, производящей трудовые товары.

Розничные фирмы. Сектор розничной торговли работает на рынке совершенной конкуренции. Здесь используются оптовые товары типа $j \in [0,1]$, определяемые как $y_{j,t}$, и объединяются все эти разновидности в однородный конечный товар y_t , в соответствии с уравнением:

$$y_t = \left(\int_0^1 y_{j,t}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dj \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}, \epsilon > 1$$

где $\epsilon > 1$ – эластичность спроса по собственной цене.

Цена конечного товара (минимизирующая себестоимость), P_t , необходимая для производства одной единицы конечного товара, определяется по формуле:

$$P_t = \left(\int_0^1 P_{j,t}^{1-\epsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\epsilon}},$$

где $P_{j,t}$ – цена оптового товара $y_{j,t}$. Функция спроса на каждый товара $y_{j,t}$ представлена в виде:

$$y_{j,t} = \left(\frac{P_{j,t}}{P_t} \right)^{-\epsilon} y_t.$$

²⁰ Концепция «right-to-manage» (право на управление) означает, что фирмы и работники договариваются только о почасовой ставке заработной платы. Затем при такой ставке заработной платы фирма свободна выбирать количество найма сотрудников в соответствии с интенсивностью (отработанными часами). Благодаря этому предельная ставка заработной платы и средняя ставка заработной платы совпадают.

Оптовые фирмы. Фирмы в секторе оптовой торговли обозначаются индексом j и имеют общую массу равной единице ($j \in [0,1]$). Фирма j производит разновидность j дифференцированного товара, $y_{j,t}$ в соответствии с уравнением:

$$y_{j,t} = y_{j,t}^{L,d},$$

где $y_{j,t}^{L,d}$ обозначает спрос фирмы j на трудовые блага. Промежуточные трудовые блага приобретаются на абсолютно конкурентном рынке по реальной цене x_t^L . Реальная прибыль фирмы j , $\Psi_{j,t}^C$ определяется по формуле:

$$\Psi_{j,t}^C = \frac{P_{j,t}}{P_t} y_{j,t} - y_{j,t}^{L,d} x_t^L,$$

где $P_{j,t}$ – цена оптового товара $y_{j,t}$, P_t – цена конечного товара, $y_{j,t}^{L,d}$ обозначает спрос фирмы j на трудовые блага, x_t^L – реальная цена на трудовые блага.

Первая часть уравнения описывает доходы оптовой фирмы, а вторая часть обозначает реальные платежи за трудовые товары.

Согласно Calvo (1983) и Yun (1996), предполагается, что в каждом периоде случайная доля $\omega \in [0,1]$ фирм не может реоптимизировать свои цены. Те фирмы $(1 - \omega)$, которые повторно оптимизируют свою цену в период t , сталкиваются с проблемой максимизации ценности своего предприятия путем выбора цены продажи, $P_{j,t}$, которая с учетом ценовых трений, функции спроса на дифференцированные товары и производственной функции задается формулой

$$\max (P_{j,t}) E_t \left\{ \sum_0^{\infty} w^s \beta_{t,t+s} \left[\frac{P_{j,t}}{P_{t+s}} - mc_{t+s} \right] y_{j,t+s} \right\},$$

где s – это количество периодов, mc_t – реальные предельные издержки, которые определяются как $mc_t = x_t^L$. $\beta_{t,t+s} := \frac{\beta^s \lambda_{t+s}}{\lambda_t}$ является равновесным стохастическим коэффициентом дисконтирования. Типичным условием первого порядка для установления цены оптимизирующей оптовой фирмы является:

$$E_t \left\{ \sum_0^{\infty} w^s \beta_{t,t+s} \left[\frac{P_t^*}{P_{t+s}} - \frac{\epsilon}{\epsilon - 1} mc_{t+s} \right] y_{j,t+s} \right\} = 0,$$

где P_t^* обозначает оптимальную цену. При этом общая реальная прибыль оптового сектора (Calvo) равна $\Psi_t^C = \int_0^1 \Psi_{j,t}^C dj$, где прибыль фирмы j за период равна:

$$\Psi_{j,t}^C = \left\{ \frac{P_{j,t}}{P_t} - mc_t \right\} y_{j,t}.$$

Общая реальная прибыль начисляется репрезентативному домохозяйству.

Фирмы, производящие трудовые товары. Трудовые товары однородны. Каждая фирма в этом секторе состоит из одного работника, подходящего работодателю. Таким образом, в периоде t существуют трудовые фирмы с массой $(1 - u_t)$. Функция производства в данном секторе представлена как:

$$y_{i,t}^L = z_t h_{i,t}^\alpha,$$

где $y_{i,t}^L$ – трудовой товар, произведенный при совпадении i , u $\alpha \in (0,1)$ – эластичность производства по труду, $h_{i,t}$ – количество отработанных часов. z_t – технологический шок в масштабах всего сектора труда, который следует AR(1) процессу:

$$\log(z_t) - \log(z) = \rho_z (\log(z_{t-1}) - \log(z)) + \zeta_t^z,$$

где $\rho_z \in [0,1)$ и $\zeta_t^z \sim N(0, \sigma_z^2)$, *iid*.

2.3. Рынок труда

В данной секции описываются основные уравнения и взаимосвязи на рынке труда. Сначала расскажем о технологии подбора (“matching technology”), затем опишем процесс переговоров и принятия решений о размещении вакансий.

Соответствие фирм и работников. Процесс подбора и соответствия фирм и работников регулируется технологией подбора Кобба-Дугласа:

$$m_t = \sigma_m (u_t)^\xi (v_t)^{1-\xi}, \sigma_m > 0, \xi \in (0,1),$$

где m_t – это количество новых совпадений работников с фирмами, v_t – количество вакансий, u_t – количество безработных, $\xi \in (0, 1)$ обозначает эластичность совпадений по отношению к безработице, $\sigma_m > 0$ – параметр эффективности совпадения. Ищущая фирма находит работника в периоде t с вероятностью $q_t = \frac{m_t}{v_t}$. Безработный найдет работу с вероятностью $s_t = \frac{m_t}{u_t}$.

Предполагается, что увольнения происходят с постоянной экзогенной вероятностью $\vartheta \in (0,1)$ в каждом периоде. Новые соответствия фирм и сотрудников в периоде t влияют на занятость в следующем периоде $t+1$. В итоге уровень занятости $n_t := 1 - u_t$ изменяется в соответствии с процессом:

$$n_t = (1 - \vartheta)n_{t-1} + m_{t-1}.$$

Переговоры о заработной плате. Размещение вакансии является затратным для фирм, а снижение отдачи от масштаба влечет за собой экономическую ренту за сформированные совпадения фирм и сотрудников²¹.

Модель предполагает, что семья принимает решение о предоставлении рабочей силы для своих работников. Следовательно, ценность (выгода) для домохозяйства члена i , работающего по найму с номинальной заработной платой $W_{i,t}$ равна:

$$V_t^E(W_{i,t}) = \frac{W_{i,t}}{P_i} h_{i,t} - k^L \frac{h_{i,t}^{1+\varphi}}{(1+\varphi)\lambda_t} + E_t\{\beta_{t,t+1}(1-\vartheta)[\gamma V_{t+1}^E(W_{i,t}) + (1-\gamma)V_{t+1}^E(W_{t+1}^*)]\} + E_t\{\beta_{t,t+1}\vartheta U_{t+1}\},$$

где $V_t^E(W_{i,t})$ – ценность работающего члена домохозяйства, $W_{i,t}$ – заработная плата, P_i – цена товара, $h_{i,t}$ – количество отработанных часов, k^L – положительный масштабирующий параметр дезутильности труда, $\varphi > 0$ – эластичность предложения рабочей силы, λ_t – предельная полезность от потребления, $\beta_{t,t+1}$ – коэффициент дисконтирования, ϑ – вероятность увольнения, γ – жесткость заработной платы (вероятность того, что не сможет пересмотреть зарплату), U_{t+1} – ценность безработного в периоде $t+1$.

Приведенное выше уравнение утверждает, что ценность занятого члена i зависит от его/ее реальной заработной платы, количества отработанных часов и дезутильности его/ее труда.

Нанятый работник сохраняет свою работу с вероятностью $1 - \vartheta$. В следующем периоде, если он останется занятым, он столкнется с вероятностью γ , что он не сможет повторно повысить номинальную ставку заработной платы, и в этом случае его значение равно $V_{t+1}^E(W_{i,t})$. Или он может повторно заключить сделку, и в этом случае это значение отражает оптимальную заработную плату, о которой шла речь в сделке в $t+1$: $V_{t+1}^E(W_{t+1}^*)$. С вероятностью ϑ он будет безработным в следующем периоде. Ценность работника, когда он безработный, определяется:

$$U_t = b + E_t\{\beta_{t,t+1}s_t[\gamma V_{t+1}^E(W_t) + (1-\gamma)V_{t+1}^E(W_{t+1}^*)]\} + E_t\{\beta_{t,t+1}(1-s_t)U_{t+1}\},$$

где b – пособия по безработице, $\beta_{t,t+1}$ – коэффициент дисконтирования, s_t – вероятность найти новую работу, $V_t^E(W_{i,t})$ – ожидаемая ценность работающего члена домохозяйства, γ – жесткость заработной платы (вероятность того, что не сможет пересмотреть зарплату).

Ценность безработного зависит от реальных пособий по безработице b . Безработный участник сталкивается с вероятностью s_t найти новую работу. В таком случае он становится продуктивным в следующем периоде и сталкивается с тем же процессом установления заработной платы по типу Кальво, что и участник, который в настоящее время

²¹ В данном контексте совпадения фирм и сотрудников означает, что сотрудники соответствуют условиям фирм и наоборот, в переводе на английский «Matching of firms and employees».

работает. С вероятностью $(1 - \gamma)$ он может договориться о заработной плате в $t + 1$, с вероятностью γ он начнет работать по средней номинальной почасовой ставке заработной платы по существующим контрактам в t , W_t . Последнее слагаемое в уравнении отражает ценность для домохозяйства, если безработный в настоящее время член семьи останется безработным в течение следующего периода. Пусть $\Delta_t(W_{i,t}) := V_t^E(W_{i,t}) - U_t$ обозначает разницу выгоды семьи от наличия занятого и безработного:

$$\Delta_t(W_{i,t}) = \frac{W_{i,t}}{P_t} h_{i,t} - b - k^L \frac{h_{i,t}^{1+\varphi}}{(1+\varphi)\lambda_t} + E_t\{\beta_{t,t+1}(1-\vartheta)[\gamma V_{t+1}^E(W_{i,t}) + V_{t+1}^E(W_{t+1}^*)]\} \\ + E_t\{\beta_{t,t+1}s_t[\gamma V_{t+1}^E(W_t) + V_{t+1}^E(W_{t+1}^*)]\} + E_t\{\beta_{t,t+1}(1-\vartheta-s_t)\Delta_{t+1}(W_{t+1}^*)\},$$

где $V_t^E(W_{i,t})$ – ценность работающего члена домохозяйства, $W_{i,t}$ – заработная плата, P_t – цена товара, $h_{i,t}$ – количество отработанных часов, b – пособия по безработице, k^L – положительный масштабирующий параметр дезутильности труда, $\varphi > 0$ – эластичность предложения рабочей силы, λ_t – предельная полезность от потребления, $\beta_{t,t+1}$ – коэффициент дисконтирования, ϑ – вероятность увольнения, γ – жесткость заработной платы (вероятность того, что не сможет пересмотреть зарплату), s_t – вероятность найти новую работу.

Таким образом, рыночная ценность фирмы, производящей трудовые товары, которая совпала с работником, получающим номинальную почасовую заработную плату, равна:

$$J_t(W_{i,t}) = \Psi_t^L(W_{i,t}) + (1-\vartheta)E_t\{\beta_{t,t+1}[J_{t+1}(W_{i,t}) + (1-\gamma)J_{t+1}(W_{t+1}^*)]\}.$$

где ϑ – вероятность увольнения, γ – жесткость заработной платы (вероятность того, что не сможет пересмотреть зарплату), $J_t(W_{i,t})$ – ценность фирмы, $\Psi_t^L(W_{i,t})$ – реальная прибыль фирмы, которая определяется как:

$$\Psi_t^L(W_{i,t}) = x_t^L z_t h_{i,t}^\alpha - \frac{W_{i,t}}{P_t} h_{i,t} - \Phi.$$

$\Phi \geq 0$ обозначает фиксированную себестоимость продукции за период, x_t^L – цена за трудовой товар в реальном выражении. Вторая часть уравнения говорит о том, что фирмы, которые доживают до следующего периода, подвержены колебаниям Кальво: только с определенной вероятностью, $1 - \gamma$, они смогут договориться о почасовой оплате труда.

Для фирм, которые заключают сделки в течение определенного периода, номинальная почасовая заработная плата определяется путем торга между фирмой на рынке труда и работником:

$$\arg \max(W_{i,t}) [\Delta_t(W_{i,t})]^{\eta_t} [J_t(W_{i,t})]^{1-\eta_t} \Rightarrow W_t^*,$$

где η_t обозначает переговорную силу семьи. В каждом периоде фирма устанавливает оптимальное количество отработанных часов в соответствии с предельной прибылью, при котором предельная стоимость продукта труда приравнивается к реальной ставке заработной платы:

$$x_t^L z_t \alpha h_{i,t}^{\alpha-1} = \frac{W_{i,t}}{P_t},$$

x_t^L – реальная цена на трудовые блага, $h_{i,t}$ – количество отработанных часов, z_t – технологический шок, $\frac{W_{i,t}}{P_t}$ – реальная заработная плата.

Тогда условие первого порядка для заработной платы затем может быть записано в виде:

$$\eta_t J_t^* \frac{\partial \Delta(W_{i,t})}{\partial W_{i,t}} \Big|_{W_t^*} = (1 - \eta_t) \Delta_t^* - \frac{\partial J(W_{i,t})}{\partial W_{i,t}} \Big|_{W_t^*}.$$

Решение о размещении вакансии. Решение о размещении вакансии принимается фирмами, производящими трудовые товары. Поскольку рынок является конкурентным и отсутствуют барьеры для входа, предварительная стоимость вакансии сводится к нулю. Однако в равновесии реальная стоимость размещения вакансии $k > 0$, определяется как:

$$k = q_t E_t \{ \beta_{t,t+1} [\gamma J_{t+1}(W_t) + (1 - \gamma) J_{t+1}(W_{t+1}^*)] \},$$

где q_t – вероятность заполнения конкретной вакансии, $J_t(W_{i,t})$ – ценность фирмы, γ – вероятность пересмотра зарплаты. Вновь открываемые рабочие места сталкиваются с теми же трудностями, что и действующие рабочие места. То есть с вероятностью $(1 - \gamma)$ фирмы и работники могут повторно договориться о новой ставке заработной платы. С оставшейся вероятностью γ ставка заработной платы устанавливается равной ставке заработной платы в предыдущем периоде.

2.4. Фискальная и монетарная политика

Ограничение государственного бюджета определяется как:

$$t_t + \frac{D_t}{P_t} = u_t b + \frac{D_{t-1}}{P_t} R_{t-1} e_{t-1}^b + g_t,$$

где с левой стороны описываются государственные доходы, а правая сторона уравнения относится к государственным расходам. Правительство получает доход от единовременных налогов t . Оно также получает доход за счет выпуска новых долговых обязательств, $\frac{D_t}{P_t} R_t$ – номинальная процентная ставка. В расходной части фигурируют пособия по безработице b , погашение долга и купонный доход, а также государственные расходы g . Государственные расходы являются экзогенным процессом и следуют:

$$\log(g_t) = (1 - \rho_g) \log(\bar{g}) + \rho_g \log(g_{t-1}) + e_t^g,$$

где $\rho_g \in [0,1)$, $e_t^g \sim N(0, \sigma_g^2)$, \bar{g} – целевой показатель государственных расходов.

Денежно-кредитная политика контролирует номинальную процентную ставку R_t в форме простого обобщенного правила типа Тейлора, которая хорошо иллюстрирует монетарную политику многих стран в недавний период:

$$\log(R_t) = (1 - \gamma_R) \log\left(\frac{\bar{\Pi}}{\beta}\right) + \gamma_R \log(R_{t-1}) + (1 - \gamma_R) \left[\frac{\gamma_\pi}{4} \log\left(\frac{\Pi_t^{YOY}}{\bar{\Pi}^4}\right) + \frac{\gamma_y}{4} \log\left(\frac{y_t}{y}\right) \right] + \log(e_t^R),$$

где $\log(e_t^R) \sim N(0, \sigma_R^2)$ является независимым и идентично распределенным логарифмически нормальным шоком монетарной политики. Правило денежно-кредитной политики реагирует на годовой уровень инфляции и разрыв выпуска. $\bar{\Pi}$ обозначает целевой показатель инфляции, Π^{YOY} – годовая инфляция. $\gamma_R \in [0,1)$, $\gamma_\pi > 1$, $\gamma_y \geq 0$ являются коэффициентами отклика на лаг процентной ставки, инфляции и разрыв выпуска соответственно.

2.5. Рыночное равновесие

Совокупный выпуск расходуется на личное и государственное потребление, размещение вакансий и на постоянные затраты для производства трудовых товаров. Следовательно, ресурсное ограничение в масштабах всей экономики определяется следующим образом:

$$y_t = c_t + g_t + k v_t + n_t \Phi$$

где y_t – производство, c_t – потребление, g_t – государственные расходы, v_t – количество вакансий, k – стоимость размещения вакансии, Φ – постоянные издержки фирм, n_t – уровень занятости.

Равновесие на рынке требует, чтобы спрос на товары на каждом рынке был равен предложению на соответствующем рынке. Равновесие на розничном и оптовом рынках задается как:

$$y_t = \left[\int_0^1 (y_{j,t})^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dj \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$$

$$y_{j,t} = \left(\frac{P_{j,t}}{P_t} \right)^{-\epsilon} y_t$$

Общий спрос на трудовые товары определяется следующим уравнением $y_t^L = \int_0^1 y_{j,t}^{L,d} dj$, где $y_{j,t}^{L,d}$ – спрос на трудовые товары для оптовой фирмы j . Равновесие на рынке трудовых товаров требует, чтобы спрос был равен предложению трудовых товаров $y_t^L = z_t \int_0^{1-u_t} h_{i,t}^\alpha di$.

Параметры калибровки модели и устойчивого состояния указаны в таблицах 1 и 2 в приложении.

3. Канал заработной платы и трансмиссия монетарной политики

В этом разделе описывается канал заработной платы. Как показано в работе Christoffel et al. (2008), заработная плата оказывает прямое влияние на инфляционные процессы в стране. В частности, заработная плата как существующих, так и новых работников влияет на инфляцию через процесс поиска и совпадения в модели. Для легкости понимания устанавливаем параметр жесткости заработной платы γ равным нулю. Следовательно, все фирмы платят одинаковую ставку заработной платы, и все работники работают одинаковое количество часов. В рамках концепции right-to-manage работники и фирмы договариваются только о почасовой оплате труда. При таком уровне заработной платы трудовая фирма сталкивается с совершенно эластичным предложением рабочей силы.

Условие первого порядка для отработанных часов приравнивает предельную ценность продукта труда и реальную почасовую заработную плату:

$$x_t^L \alpha z_t h_t^{\alpha-1} = w_t.$$

Зная, что предельные издержки фирмы равны $mc_t = x_t^L$, и производственная функция фирмы, производящей трудовые товары, представлена как $z_t h_t^\alpha = y_t^L$, переписываем уравнение выше как:

$$mc_t = \frac{1}{\alpha} \frac{w_t h_t}{y_t^L},$$

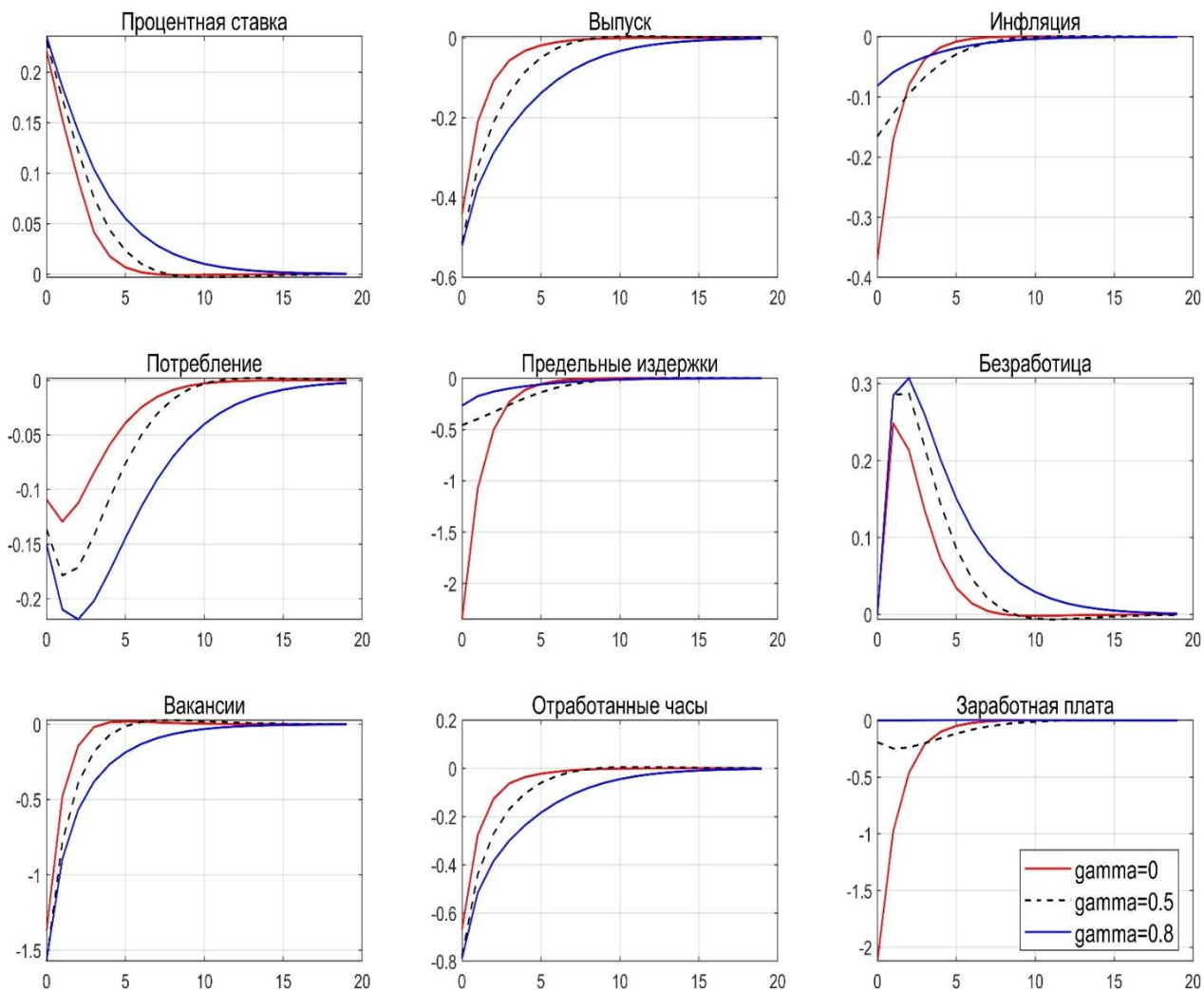
где w_t – реальная заработная плата, h_t – количество отработанных часов, y_t^L – функция производства трудовых товаров.

В итоге на основе вышеуказанного уравнения получаем, что более высокая заработная плата при прочих равных условиях влечет за собой более высокие предельные издержки фирм и, следовательно, инфляцию. При этом неизменность заработной платы при прочих равных условиях приводит к неизменности предельных издержек фирм, устанавливающих цены. Эта устойчивость приводит к приглушенной реакции инфляции на шоки. Таким образом, согласно представленным уравнениям, заработная плата оказывает прямое влияние на инфляцию через предельные издержки производства. Далее в следующей секции представлены результаты откалиброванной модели для Казахстана и импульсные отклики в зависимости от разного уровня жесткости заработных плат.

4. Результаты

На рисунке 1 представлены импульсные отклики основных эндогенных переменных на шок монетарной политики при различных степенях номинальной жесткости заработных плат. Жесткость заработных плат показывает насколько длительна реакция уровня заработных плат на различные изменения и шоки в экономике. Представленные графики объясняют механизм передачи шоков и эффективность трансмиссионного механизма при наличии трений на рынке труда.

Импульсные отклики на 25 б.п. шока монетарной политики: номинальная жесткость заработной платы



Примечание: На графиках показаны процентные реакции (число 1 соответствует увеличению на 1% по сравнению с соответствующим значением в устойчивом состоянии (steady state)) эндогенных переменных на $\frac{1}{4}\%$ ужесточения монетарной политики при разных значениях жесткости заработных плат. Период времени равен одному кварталу. Синей сплошной линией представлена откалиброванная базовая модель ($\gamma = 0.8$, средняя продолжительность контракта по заработной плате составляет 6 кварталов). Черная пунктирная линия показывает случай более низкой жесткости заработной платы ($\gamma = 0.5$, средняя продолжительность контракта составляет 2 квартала). Красная линия соответствует случаю отсутствия жесткости заработной платы ($\gamma = 0$). Жесткость заработной платы – это неизменяемость заработной платы в определенный период времени. Например, чем выше жесткость заработных плат, тем реже заработные платы индексируются. Источник: расчеты автора

Синяя линия на графиках представляет базовый сценарий, при котором жесткость заработной платы установлена на уровне $\gamma = 0.8$. В таком случае работники могут пересматривать свои контракты по заработным платам с работодателями каждые 6 кварталов, то есть, другими словами, средняя продолжительность контракта по заработной плате составляет около 6 кварталов.

Более высокая процентная ставка при наличии номинальной жесткости приводит к более высокой реальной процентной ставке, что, в свою очередь, побуждает домохозяйства снижать потребление. Объем производства реагирует соответственно: при снижении потребления уменьшается выпуск продукции (см. график Выпуск). Снижение производства ведет к уменьшению трудозатрат, то есть падает спрос на рабочую силу. В итоге корректировка рабочей силы первоначально полностью осуществляется за счет снижения

количества отработанных часов на одного работника, так как занятость не может резко снизиться. Однако в последующем из-за уменьшения спроса на рабочую силу и, как следствие, снижения ожидаемой прибыли в секторе труда, падает активность по размещению вакансий. В итоге снижается количество найма, поэтому наблюдается рост безработицы.

При этом в ожидании ужесточения рынка труда и более низких прибылей ценность существующего контракта уменьшается, и работники, которые пересматривают свои контракты, из-за возросшей конкуренции на рынке будут готовы получать меньшую заработную плату. Однако учитывая, что заработные платы пересматриваются каждые 6 кварталов, падение выпуска практически незначительно повлияет на снижение заработной платы. В итоге небольшое снижение заработной платы и предельных издержек производства, взятых вместе, подразумевает снижение инфляции после ужесточения денежно-кредитной политики (см. синюю линию на графике Инфляция).

Черная пунктирная линия на графиках показывает реакцию экономики на ужесточение денежно-кредитной политики, когда заработная плата пересматривается в среднем два раза в год ($\gamma = 0,5$). Случай полностью гибкой заработной платы ($\gamma = 0$) показан красной линией, при этом реакция заработной платы происходит сразу вслед за изменениями в экономике. Все остальные параметры остаются на исходных значениях. Реальные ставки заработной платы снижаются сильнее, когда номинальная заработная плата более гибкая, что подразумевает более резкое падение предельных издержек. В свою очередь, это приводит к тому, что первоначальная реакция инфляции будет большей, а реакция выпуска – более слабой.

Следовательно, чем более гибкой является заработная плата, тем сильнее влияние денежно-кредитной политики на инфляцию. Кроме того, менее устойчивая заработная плата также означает менее устойчивую инфляцию. Таким образом, инерционность инфляции также является следствием жесткости заработных плат. Чем жестче заработные платы, тем выше инерция инфляции.

5. Выводы

В данной статье исследуется влияние жесткости заработных плат на инфляцию в рамках трансмиссии монетарной политики посредством новой кейнсианской модели бизнес циклов с учетом жесткости рынка труда Christoffel et al. (2008). Модель подразумевает связь заработной платы с инфляцией, что является одной из центральных особенностей экономических моделей, используемых центральными банками. Результаты показали, что важность жесткости рынка труда для делового цикла и для передачи денежно-кредитной политики в решающей степени зависит от характера жесткости рынка труда. Более гибкая среда на рынке труда, характеризующаяся меньшей степенью жесткости заработной платы, быстрее приводит к снижению инфляции при ужесточении денежно-кредитной политики.

Данная работа является базовой динамической стохастической моделью общего равновесия. Для улучшения исследования в будущем необходимо оценить параметры модели Байесовским методом, что дает возможность изучить влияние шоков на основные макроэкономические переменные на основе данных. Модель, представленная в исследовательской статье, нацелена на изучение рынка труда в Казахстане и является базовым прототипом экономики согласно новокейнсианской теории. Однако для дальнейшего улучшения необходимо расширять модель, добавляя особенности нефтеэкспортирующей страны, внешнеторговые отношения, разделить на рикардианские и нерикардианские домохозяйства, а также другие особенности и характеристики экономики Казахстана.

Литература

1. Adilkhanova Z. Microlevel Analyses of DSGE Model Parameters: Evidence from Kazakhstan. NAC Analytica Working Papers No. 2, 2019.
2. Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.
3. Christoffel, K., & Kuester, K. (2008). Resuscitating the wage channel in models with unemployment fluctuations. *Journal of Monetary Economics*, 55(5), 865-887.
4. Christoffel, K., Kuester, K., & Linzert, T. (2009). The role of labor markets for euro area monetary policy. *European Economic Review*, 53(8), 908-936.
5. Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of political Economy*, 113(1), 1-45.
6. Edge, R. M., Laubach, T., & Williams, J. C. (2003). The responses of wages and prices to technology shocks. *FRB of San Francisco Working Paper*, (2003-21).
7. Galí, J., Gertler, M., & Lopez-Salido, J. D. (2001). European inflation dynamics. *European economic review*, 45(7), 1237-1270.
8. Gertler, M., Huckfeldt, C., & Trigari, A. (2020). Unemployment fluctuations, match quality, and the wage cyclicality of new hires. *The Review of Economic Studies*, 87(4), 1876-1914.
9. Komatsu, M. "The effect of wage rigidity on the transmission of monetary policy to inequality." (2023). Discussion paper series, Department of Economics, Oxford University.
10. Mortensen, D. T., & Pissarides, C. A. (1994). Job creation and job destruction in the theory of unemployment. *The review of economic studies*, 61(3), 397-415.
11. Smets, F., & Wouters, R. (2005). Comparing shocks and frictions in US and euro area business cycles: A Bayesian DSGE approach. *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 161-183.
12. Tolepbergen, A. (2022). The role of labor market structure and shocks for monetary policy in Kazakhstan. *International Journal of Economic Policy Studies*, 16(1), 179-210.
13. Trigari, A. (2006). The role of search frictions and bargaining for inflation dynamics. *IGIER Working Paper No. 304*, Bocconi University/Milan.
14. Yun, T. (1996). Nominal price rigidity, money supply endogeneity, and business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 37(2), 345-370.
15. Walsh, C. (2005): "Labor Market Search, Sticky Prices, and Interest Rate Policies," *Review of Economic Dynamics*, 8, 829–849

Калибровка модели

ПАРАМЕТР	ЗНАЧЕНИЕ	ОПРЕДЕЛЕНИЕ
β	0.99	Коэффициент дисконтирования
ρ	0.65	Устойчивость внешней привычки; close to Smets and Wouters (2003)
σ	2.71	Неприятие риска; Adilkhanova (2019)
φ	2.11	Обратная эластичность предложения рабочей силы по Фришу; Adilkhanova (2019)
α	0.66	Эластичность производства по труду; целевая доля рабочей силы составляет 60%
ξ	0.70	Эластичность совпадения по отношению к безработице;
σ_m	0.15	Эффективность согласования (совпадения)
η	0.5	Переговорная сила работников; Christoffel et al. (2008)
k	0.242	Стоимость размещения вакансии; Tolepbergen (2021)
γ	0.8	Средняя продолжительность контрактов по заработной плате; целевые показатели – 6 кварталов; Christoffel et al. (2009)
ξ_w	0	Индексация заработной платы; в базовой модели индексация отсутствует
ϑ	0.068	Ежеквартальный коэффициент увольнения, средняя за 2016-2023; БНС АСПР РК
ω	0.75	Средняя продолжительность ценовых контрактов; целевые показатели – 4 квартала
Φ	0.0092	Постоянные издержки фирм; Christoffel et al. (2008)
ξ_p	0	Индексация цен; в базовой модели индексация отсутствует
ϵ	11	Надбавка к цене; целевое условное значение составляет 10%
γ_R	0.85	Коэффициент сглаживания процентных ставок; Christoffel et al. (2008)
γ_π	1.5	Реакция на инфляцию; Christoffel et al. (2008)
γ_y	0.5	Реакция на разрыв в объеме производства; Christoffel et al. (2008)
\bar{g}	0.12	Государственные расходы; таргетирует показатели соотношения государственных расходов к ВВП (средняя за квартал 1995-2023)
b	0.257	Пособия по безработице; целевой показатель замещения составляет 40%
ρ_b	0.8	AR(1) шоковой премии за риск; Christoffel et al. (2009)
ρ_g	0.34	AR(1) государственных расходов
ρ_z	0.48	AR(1) технологического шока
σ_b	0.218	Стандартное отклонение от инноваций к шоку премии за риск
σ_R	0.658	Стандартное отклонение инноваций от правила Тейлора
σ_g	0.15	Стандартное отклонение инноваций от государственных расходов
σ_z	0.049	Стандартное отклонение инноваций к технологиям

Устойчивое состояние

ПАРАМЕТР	ЗНАЧЕНИЕ	ОПРЕДЕЛЕНИЕ
y	1	Выпуск
c	0.87	Потребление
u	0.101	Альтернативный показатель уровня безработицы, соответствует среднему уровню безработицы с 2013-2023 года; БНС АСПР РК, расчеты автора
v	0.009	Вакансии (по отношению к рабочей силе); enbek.kz, БНС АСПР РК, расчеты автора
s	0.08	Вероятность найти работу
q	0.7	Вероятность найти работника
$\frac{b}{wh}$	0.4	Коэффициент замещения безработицы

2001-2021 жылдар кезеңіндегі Қазақстан экономикасындағы еңбек нарығы мен инфляциялық процестердің өзара байланысының ерекшеліктері: іске асыру теориясы мен практикасы

Б. Тәтібеков, SDU University

А. Әбдіразақова, SDU University

Мақалада еңбек нарығы мен инфляциялық процестердің өзара байланысының теориялық негіздері, атап айтқанда, «Demand-Pull inflation» және «Cost Push inflation» сынды теориялары ашып көрсетіледі, осы мәнмәтінде монетарлық саясат теориясы келтіріледі.

Қолданбалы сандық талдау жүргізу мақсатында жұмыссыздық, нақты жалақы, инфляция сияқты экономикалық санаттарды тұжырымдау мен сәйкестендірудің әдіснамалық негіздері ашылады.

2001-2021 жылдардағы мәліметтер негізінде еңбек нарығының жұмыс істеуі мен инфляциялық өзгерістердің өзара байланысы мен өзара тәуелділігіне корреляциялық-регрессиялық талдау жасалады. Халықаралық еңбек ұйымының әдіснамасы бойынша көрсетілетін ресми еңбек нарығы мен еңбек нарығының жұмыс істеуін салыстырмалы талдау жұмыс нарығындағы жаңалық болып табылады.

Жүргізілген есептеулер мен талдаулардың нәтижесінде неоклассикалық экономикалық теорияда белгіленген нарықтық тетіктерге қарағанда Қазақстанда 20 жылдан астам уақыт бойы жұмыссыздықтың төмендеуіне ықпал етудің негізгі құралдарының бірі салыстырып тексерілген мемлекеттік саясат болып табылды деген қорытынды жасалады.

Авторлар жоғарыда аталған неоклассикалық теориялық заңдылықтарды растаудың негізгі әдіснамалық тәсілі статикалық (жылдық) емес, жұмыссыздық пен инфляцияның 2001 жылға қатысты өзгеруін динамикалық талдау болуы керек екенін дәлелдейді.

Түйінді сөздер: жұмыссыздық, инфляция, demand-pull inflation, cost push inflation.

JEL-сыныптау: E31, E37, E51, J11, J21, J64.

Особенности взаимосвязи рынка труда и инфляционных процессов в экономике Казахстана в период 2001-20021 гг.: теория и практика реализации

Татибеков Б., SDU University

Абдразакова А., SDU University

В статье раскрываются теоретические основы взаимосвязи рынка труда и инфляционных процессов, в частности, так называемые теории “Demand-Pull inflation” и “Cost Push inflation”, приводится теория монетарной политики в этом контексте.

В целях проведения прикладного количественного анализа раскрываются методологические основы концептуализации и идентификации таких экономических категорий как безработица, реальная заработная плата, инфляция.

На основе данных за 2001-2021 гг. приводится корреляционно-регрессионный анализ взаимосвязи и взаимозависимости функционирования рынка труда и произошедших инфляционных изменений. Новизной работы является сравнительный анализ функционирования официального рынка труда и рынка труда, отображаемого по методологии Международной организации труда.

В результате проведенных расчетов и анализа делается заключение, что одним из основных инструментов влияния на снижение безработицы в течение более 20 лет в

Казахстане являлась выверенная государственная политика, нежели рыночные механизмы, отмеченные в неоклассической экономической теории.

Авторы доказывают, что основным методологическим подходом подтверждения вышеобозначенных неоклассических теоретических закономерностей должен быть не статический (ежегодный), а динамический анализ изменения безработицы и инфляции по отношению к базовому 2001 году.

Ключевые слова: безработица, инфляция, demand-pull inflation, cost push inflation.
JEL-классификация: E31, E37, E51, J11, J21, J64.

Specifics of Relationship between the Labor Market and Inflationary Processes in the Kazakh Economy in 2001-20021: Theory and Implementation

Tatibekov B., SDU University
Abdrzakova A., SDU University

The paper describes the theoretical fundamentals of the relationship between the labor market and inflationary processes, in particular, the so-called theories of “Demand-Pull inflation” and “Cost Push inflation”, and provides a theory of monetary policy in this context.

In order to conduct an applied quantitative analysis, the methodological foundations of conceptualization and identification of such economic categories as unemployment, real wages, and inflation are provided in detail.

Based on data for 2001-2021, a correlation and regression analysis of the relationship and interdependence of the functioning of the labor market and the inflationary changes that have occurred is described. The novelty of the work is the comparative analysis of how the official labor market and the labor market as shown under the International Labor Organization methodology.

As a result of the calculations and analysis, the conclusion is made that one of the main instruments, which cause reduction of unemployment for more than 20 years in Kazakhstan was a coordinated government policy, rather than market mechanisms noted in neoclassical economic theory.

The authors argue that the main methodological approach to confirming the above-mentioned neoclassical theoretical regularities should not be a static (annual) but a dynamic analysis of changes in unemployment and inflation in relation to the base year of 2001.

Key Words: unemployment, inflation, demand-pull inflation, cost push inflation.
JEL-Classification: E31, E37, E51, J11, J21, J64.

2-сессия.

Қаржы нарығы: экономиканы сапалы өсірудегі қиындықтар мен мүмкіндіктер



Азиядағы жасыл облигацияларды ілгерілетудегі мемлекеттік қолдау: эмпирикалық деректер

Д. Ажғалиева, Азия Даму Банкі Институты, Токио, Жапония

З. Капсалямова, Назарбаев университетінің жаратылыстану, әлеуметтік және гуманитарлық ғылымдар мектебі, Астана, Қазақстан

Көптеген экономикалар, әсіресе Азияда, корпоративтік «жасыл» облигациялар шығаруды ынталандыру үшін әртүрлі саясаттарды жүзеге асырады. Алайда, «жасыл» облигациялар саясатының тиімділігі туралы эмпирикалық дәлелдер жоқ. Бұл зерттеу 2010 жылғы қаңтар – 2020 жылғы маусым аралығында Азиядағы 11 экономиканы қоса алғанда, «жасыл» облигацияларды шығаратын 56 экономикадағы корпоративтік жасыл облигациялар шығарылымына жасыл облигациялар саясатының ауқымды спекторының әсерін зерттейді. Көп деңгейлі пробит-модельдің «айырмашылықтағы ерекшелік» сипаттамасын пайдалана отырып жүргізілген зерттеу: (i) жасыл облигацияларға арналған гранттар мен салықтық жеңілдіктер сияқты «жасыл» облигацияларды шығару құнын төмендететін саясат (мұндай саясат әсіресе Азияда танымал); (ii) «жасыл» облигациялар немесе жасыл қаржыландыру институттарын, комитеттерді, топтарды құру сияқты үйлестіру саясаты, сондай-ақ ұлттық міндеттемелер мен нысаналы бағдарлар сияқты басқа да саяси белгілер; және (iii) жаһандық халықаралық ынтымақтастық пен халықаралық стандарттау сияқты кейінгі саясаттардың корпорациялардың «жасыл» облигацияларды шығару ықтималдығын арттыратынын көрсетеді.

<https://www.tandfonline.com/action/showCopyRight?scroll=top&doi=10.1080%2F14693062.2023.2167800>

Негізгі сөздер: корпоративтік «жасыл» облигациялар, «жасыл» қаржыландыруды мемлекеттік қолдау, азиялық «жасыл» облигацияларға арналған грант, ASEAN.

JEL-сыныптау: F64, G11, G15, G17, G18, C34.

Государственная поддержка в продвижении зеленых облигаций в Азии: эмпирические данные

Ажғалиева Д., Институт Азиатского Банка Развития, Токио, Япония

Капсалямова З., Школа естественных, социальных и гуманитарных наук Назарбаев Университета, Астана, Казахстан

Многие экономики, особенно в Азии, реализуют различные политики для стимулирования выпуска корпоративных «зеленых» облигаций. Однако эмпирические данные об эффективности политики «зеленых» облигаций отсутствуют. В этом исследовании изучается влияние широкого спектра политик «зеленых» облигаций на выпуск корпоративных «зеленых» облигаций в 56 экономиках, выпускающих «зеленые» облигации, включая 11 экономик в Азии, с января 2010 года по июнь 2020 года. Используя спецификацию «разница в разнице» в многоуровневой пробит-модели, исследование показывает, что следующие политики увеличивают вероятность выпуска «зеленых» облигаций корпорациями: (i) политика, которая снижает стоимость выпуска «зеленых» облигаций, такая как гранты на «зеленые» облигации и налоговые льготы (такая политика особенно популярна в Азии); (ii) политика координации, такая как создание институтов «зеленых» облигаций или «зеленого» финансирования, комитетов, групп, а также другие политические сигналы, такие как национальные обязательства и целевые ориентиры; (iii) глобальное международное сотрудничество и международная стандартизация.

Ключевые слова: корпоративные «зеленые» облигации, государственная поддержка «зеленого» финансирования, грант и азиатские «зеленые» облигации, ASEAN.

JEL-классификация: F64, G11, G15, G17, G18, C34.

Policy support in promoting green bonds in Asia: empirical evidence

Azhgaliyeva D., Asian Development Bank Institute, Tokyo, Japan

Kapsalyamova Z., School of Sciences and Humanities, Nazarbayev University, Astana, Kazakhstan

Many economies, especially in Asia, implement different policies to incentivize the issuance of corporate green bonds. However, there is a lack of empirical evidence on the effectiveness of green bond policies. This study examines the impact of a broad range of green bond policies on the issuance of corporate green bonds in 56 green-bond-issuing economies, including 11 economies in Asia, from January 2010 to June 2020. Using the difference-in-difference specification within the multilevel probit model, the study shows that the following policies increase the probability of issuance of green bonds by corporates: (i) policies that reduce the cost of green bond issuance, such as green bond grants and tax incentives (such policies are particularly popular in Asia); (ii) coordination policies such as the establishment of green bond or green finance institutions, committees, groups, as well as other policy signals such as national commitments and targets; and (iii) global international cooperation and international standardization.

Key Words: corporate green bonds, green finance policy support, Asia green bond grant, ASEAN.

JEL-Classification: F64, G11, G15, G17, G18, C34.

Бастапқы орналастырудағы бағаланбау құбылысы қаржылық алыпсатарлардың аш көздігімен түсіндіріледі

М. Яндиев, М.В. Ломоносов атындағы ММУ экономика факультеті

Мақала IPO-дан кейін нарықта кең таралған акцияларды бағаламау феноменінің себебін түсіндіруге арналған. Автор сауда-саттықтың бірінші күні басқа сауда күндеріне тән емес мәмілелердің өте үлкен көлемімен түбегейлі ерекшеленеді, олардың көпшілігі алыпсатарлық сипатта болып келеді. Нәтижесінде, бағаланбау феноменінің нақты себебі ақпараттың асимметриясы, андеррайтердің беделі, салық себептері және т.б. емес, пайда табу болып табылады: алыпсатар инвесторлар IPO-дан кейін нарықта әлі белгіленбеген акцияларды алып-сату арқылы барынша жоғары кіріс алуды көздейді.

Негізгі сөздер: акцияларды толық бағаламау, IPO.
JEL-сыныптау: G11, G12, G23, G32, G41.

Феномен недооценки при первичном размещении акций объясняется алчностью финансовых спекулянтов

Яндиев М., Экономический факультет МГУ им. М.В. Ломоносова

Статья посвящена объяснению причины достаточно распространенного на рынках феномена недооценки акций после IPO. Автор показывает, что первый день торгов принципиально отличается от прочих торговых дней очень большим, нехарактерным в иные дни объемом сделок, из которых абсолютное большинство – спекулятивные. В результате реальной причиной феномена недооценки оказывается не асимметрия информации, не репутация андеррайтера, не налоговые мотивы и т.п., а мотив наживы: спекулятивные инвесторы рассчитывают получить максимальный доход от спекулирования акциями, котировки которых еще не устоялись на рынке после IPO.

Ключевые слова: недооценка акций, IPO.
JEL-классификация: G11, G12, G23, G32, G41.

The Phenomenon of Underpricing during Initial Public Offering is Explained by the Greed of Financial Speculators

Yandiyev M., Faculty of Economics, Lomonosov Moscow State University

The paper is devoted to explaining the reason for the phenomenon of stock undervaluation after an IPO, which is quite common in the markets. The author shows that the first day of trading is fundamentally different from other trading days due to a very large volume of transactions, which is not typical for other days, with the vast majority of such transactions being speculative. As a result, the real reason for the phenomenon of undervaluation is not the asymmetry of information, not the reputation of the underwriter, not tax motives, etc., but the motive of profit: speculative investors expect to receive the maximum income from speculating on shares whose quotes have not yet settled in the market after the IPO.

Key Words: undervalued stock, IPO.
JEL-Classification: G11, G12, G23, G32, G41.

Введение

Целью данной статья является нахождение ответа на вопрос о причинах возникновения феномена, известного как недофинансирование при проведении первичного размещения акций (IPO underpricing) (в дальнейшем – феномен).

По итогам первого дня торгов после первичного публичного размещения акций (IPO) котировка акции начинает свободно торговаться и, естественно, к концу первого дня торгов будет отличаться от цены размещения. При этом в ряде случаев это отличие оказывается слишком большим, что нехарактерно для акций данного эмитента в иные дни. Иными словами, доходность акций в первый день торгов сразу после IPO оказывается существенно больше/меньше доходности, получаемой в другие периоды.

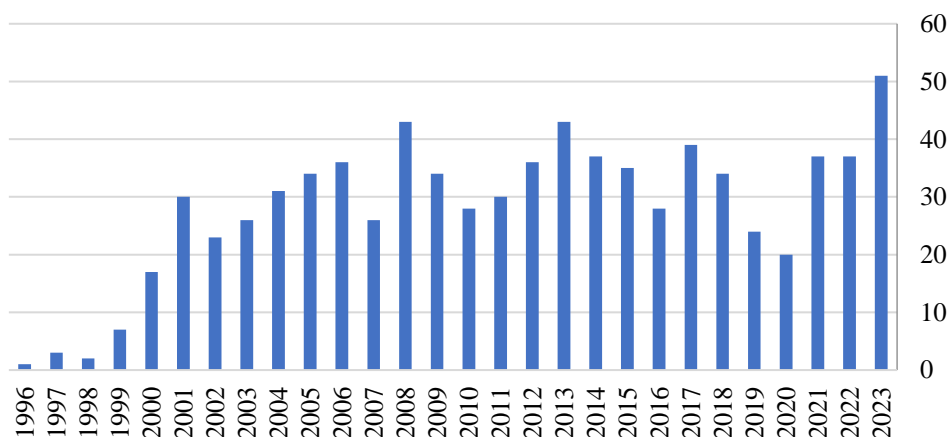
Факт существования феномена многократно подтверждался, об этом писали многие ученые [Ibbotson, 1975; Logue, 1973; Stoll&Curley, 1970], в том числе приводились цифровые значения недооценки/переоценки [Ritter, 2023] в разных странах мира [Loughran, Ritter, Rydqvist, 2017]. На российском рынке IPO наличие феномена недооценки акций также было подтверждено [Лукашов, Могин, 2008; Ивашковская, Харламов, 2007].

Обзор литературы

Феномен недооценки хорошо известен в научной литературе и о нем написано множество статей.

График 1

Количество англоязычных публикаций, шт.



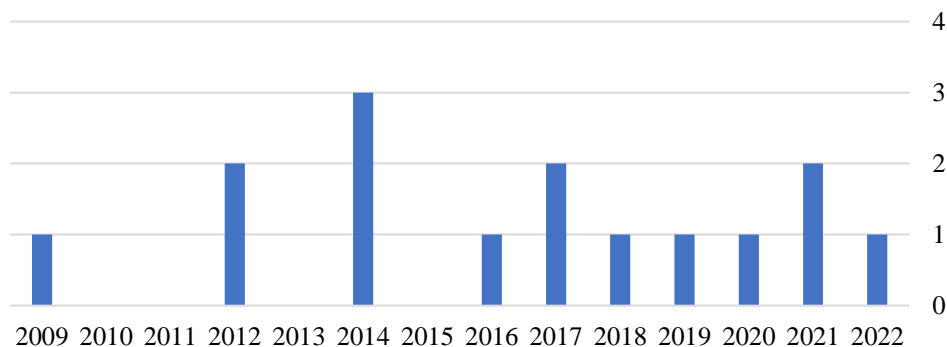
Источник информации: ssrn.com/, расчеты автора

Поиск в международной электронной библиотеке Social Sciences Research Networks (ssrn.com) с использованием ключевых слов «IPO», «underpricing» дал результат в 873 статьи (на январь 2024 года). Из них по 694 работам с количеством цитирований больше единицы построен график 1, демонстрирующий публикацию англоязычных статей по годам.

График 1 наглядно демонстрирует высокую актуальность исследований, связанных с феноменом, причем интерес к теме в последние три года стремительно нарастает, что, видимо, связано с ростом числа IPO после окончания пандемии коронавируса.

Поиск в российской электронной библиотеке РИНЦ (elibrary.ru) с использованием ключевых слов «недооценка, акци(й), IPO» дал результат в 15 статей (на декабрь 2023 года), по которым построен график 2, демонстрирующий количество русскоязычных публикаций по годам.

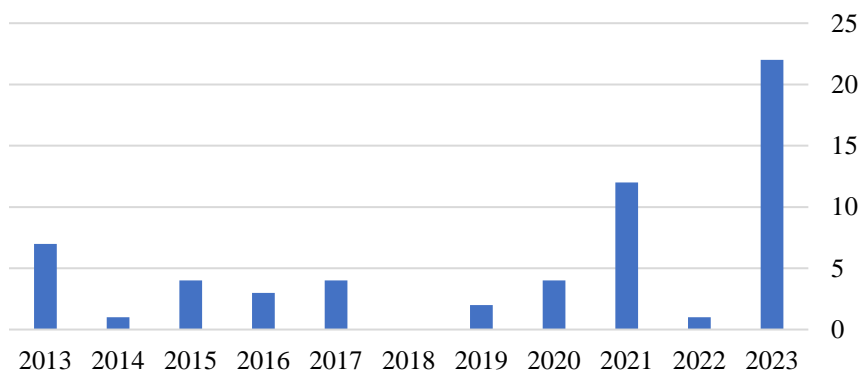
График 2

Количество русскоязычных публикаций, шт.

Источник информации: elibrary.ru/, расчеты автора

График 2 показывает невысокий уровень научного интереса к феномену в России, однако учитывая тот «залп» из IPO, который в 2023 году сделал российский финансовый сектор (график 3), можно ожидать роста числа статей по этой теме и в России тоже.

График 3

Количество IPO на Московской Бирже, шт.

Источник информации: <http://preqvesa.ru/>, расчеты автора

Имеющиеся публикации охватывают очень широкий круг версий о причинах феномена. Наиболее известны и авторитетны следующие версии.

Асимметричная информационная модель [Baron, 1982; Rock, 1986; Beatty and Ritter, 1986] предполагает, что кто-то из участников IPO (фирма-эмитент, инвестиционный банк – андеррайтер и инвесторы) всегда располагает большим объемом информации, нежели остальные, и действует себе в пользу.

Агентская теория [Benveniste and Spindt, 1989; Loughran and Ritter, 2002] уделяет большое внимание андеррайтеру и предполагает, что он является агентом и действует в интересах компании-эмитента. Ряд ученых [Carter and Manaster, 1990; Beatty and Ritter, 1986; Nanda and Yun, 1997] пытаются объяснить феномен репутацией андеррайтера. Они доказывают наличие отрицательной взаимосвязи между репутацией инвестиционных банков и величиной недооценки акций.

Сигнальная гипотеза [Allen and Faulhaber 1989] рассматривает недооценку IPO как сигнал о высоком качестве компании на рынке и предполагает, что в последующем втором размещении убытки по недооценке покрываются. Однако ряд ученых [Michaely and Shaw, 1994; Espenlaub and Tonks, 1998] оспорили эту гипотезу.

Гипотеза о размывании собственности [Booth and Chua, 1996] ставит на первое место желание сохранить некую предпочитаемую структуру собственности.

Другая гипотеза [Brennan and Franks, 1997] говорит о снижении стимулов для новых внешних акционеров контролировать менеджмент компании-эмитента.

Налоговая гипотеза [Rydqvist, 1997; Taranto, 2002] показывает, что часть из избыточных доходов в первый день торгов может быть объяснена налоговой выгодой от недооценки.

Рекламная гипотеза [Habib and Ljungqvist, 2001] утверждает, что IPO с более высокой стоимостью рекламы имеют значительное снижение недооценки IPO.

Гипотеза избегания судебных рисков [Ibbotson, 1975; Tinic, 1988] предполагает, что эмитенты намеренно занижают цену размещения акций, чтобы гарантировать себе страховку от возможных судебных разбирательств со стороны инвесторов.

Другая теория [Aggarwal, Prabhala, Puri 2002] рассматривает феномен как следствие ценовой стабилизации, осуществляемой андеррайтерами после IPO.

Теория информационных каскадов [Welch, 1992] утверждает, что инвесторы, принимая решение о покупке акций, ориентируются на поведение других инвесторов.

Кроме вышеперечисленных широко известных причин образования феномена имеются и другие, менее известные, например, недооценка определяется возрастом или масштабом компании, или недооценка в первый день торгов выше у высокотехнологичных компаний, или недооценка выше при условии, что андеррайтером выступает компания из «Большой тройки». Также утверждается, что феномен объясняется завышенным оптимизмом инвесторов, их зависимостью от инвестиционных отчетов аналитиков, а также размерами компаний.

Таким образом, можно констатировать, что существует огромный спектр разнообразных мнений, единого мнения по проблеме нет и, следовательно, причина возникновения феномена далека от своего понимания.

Ход исследования

Автор данной статьи планирует взглянуть на проблему принципиально иначе, чем его предшественники и делает упор на использование ранее незадействованных первичных данных – о количестве сделок, совершаемых в день. Как выясняется, именно количество сделок принципиально отличает первый день торгов от прочих торговых дней.

Автор рассматривает, как менялось количество сделок в течение нескольких дней после IPO, выделяя среди сделок сделки спекулятивного и инвестиционного характера, изучая дневную и ночную доходности актива, считая дневную волатильность актива.

Полноценные расчеты сделаны по 13 российским и одной американской компаниям, вышедшим на IPO в 2023 году, по которым автор сумел получить необходимую первичную информацию, в первую очередь, котировки тики. Источники информации: finam.ru/ и reqvesa.ru/. Все первичные расчеты представлены в приложении. На их основе сформулированы результаты, представленные в следующем параграфе.

Для целей данной статьи необходимо уточнить содержание терминов «спекулятивная сделка» и «инвестиционная сделка». Спекулятивная сделка – сделка, в которой продается/покупается небольшое количество бумаг. Небольшое – это от 1 до 20 бумаг, при условии, что минимальный лот составляет 1 акция; если этот лот равен 10 бумагам, то количество бумаг в сделке, чтобы признать ее спекулятивной, составляет от 10 до 200; если минимальный лот равен 100, то от 100 до 2000. Инвестиционная сделка – сделка, в которой продается/покупается значительное количество бумаг, то есть более 100 при минимальном лоте в 1 бумагу, более 1 тыс. при лоте в 10 бумаг, более 10 тыс. при минимальном лоте в 100 бумаг.

Результаты исследования

Первый день торгов после IPO может показать, как нехарактерно высокую доходность актива, так и нехарактерно низкую. В таблице 1 представлены результаты изменений котировок акций. Так, например, демонстрируют необычно высокие значения доходности и подтверждают наличие феномена котировки компании «Светофор Групп», Genetico и Whoosh, чьи доходности по итогам первого дня торгов составили 50,2% 27,2% и

-22,4% соответственно. Кроме того, хотелось бы обратить внимание, что в течение ночи перед открытием торгов цена актива также может измениться. Этот аспект феномена – отличие котировки на открытие от цены размещения бумаги – практически никем из исследователей ранее не изучался, хотя он и является важной составляющей феномена. Согласно таблице 1, в ночь перед началом торгов показали аномальное движение котировки компаний «Группа Астра2», Genetico, Whoosh и «Обувь России». Первые две компании прибавили в цене за ночь почти 54%, а вторые две – почти 29%. Если не брать в расчет доходность за ночь, можно получить ошибочные результаты. Так, например, акции компании «Ренессанс Страхование» показали ночную доходность 4,2%, а дневную – уже отрицательную в -5,6%. По итогу первого дня торгов получается 1,4%, что вполне укладывается в обычные показатели торгов.

Результаты торгов первого дня после IPO.

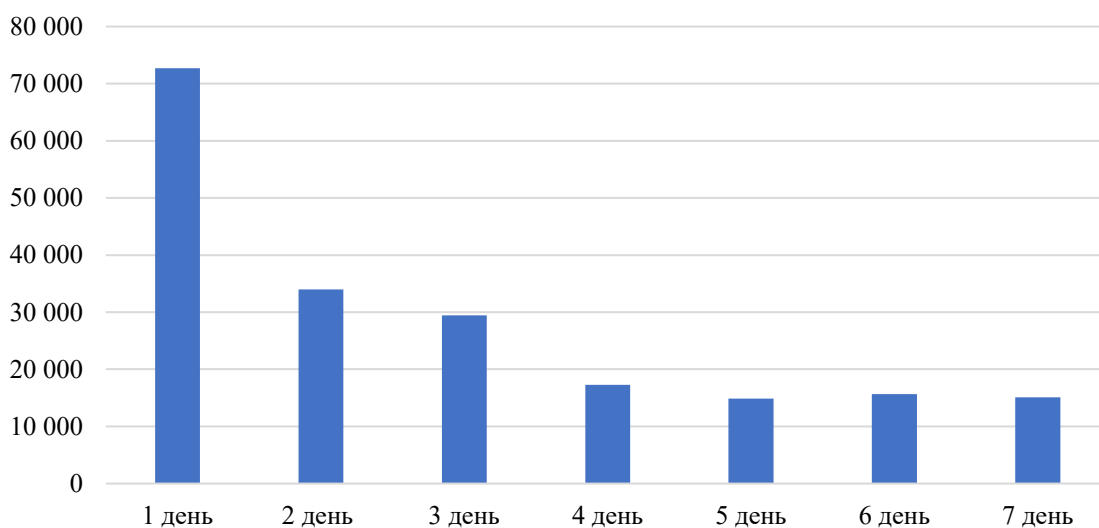
Таблица 1

Эмитенты	Доходность		
	до начала торгов	1-го дня торгов	сумма
Хендерсон	0,03	-0,77	-0,74
Группа Астра	53,99	9,20	63,19
СмартТехГрупп	-0,32	5,33	5,01
Genetico	53,99	27,22	81,21
Whoosh	29,19	-22,43	6,76
Ренессанс страхование	4,17	-5,60	-1,43
Европейский медицинский центр	н/д	-1,49	-1,49
Segezha Group	1,25	-1,63	-0,38
Fix Price	н/д	-1,05	-1,05
Светофор Групп	н/д	50,19	50,19
Группа Самолет	2,00	-1,65	0,35
Совкомфлот	0,00	-4,29	-4,29
Норильский никель	4,95	-2,28	2,67
Глобалтрак менеджмент	2,27	-1,30	0,97
Обувь России	28,57	-20,04	8,53
Детский мир	5,88	-5,56	0,32
Русснефть	10,00	-7,77	2,23
ФГ Будущее	3,26	-0,82	2,44
Новороссийский комбинат хлебопродуктов	2,54	-12,57	-10,03
HiTek Global Inc (US)	н/д	-0,36	-0,36

Источник информации: приложение, расчеты автора

Первый рабочий день после открытия торгов после каждого IPO отмечается совершением наибольшего в абсолютном выражении количества сделок (график 4). В следующие торговые дни количество сделок существенно сокращается и стабилизируется на уровне в 3-6, а иногда и в 10 раз меньше. Это увеличение числа сделок происходит безотносительно к росту или сокращению доходности актива, оно происходит практически всегда после IPO, и поэтому можно уверенно утверждать, что внезапное значительное увеличение числа сделок – это важная характерная черта рынка акций эмитента первого дня после IPO.

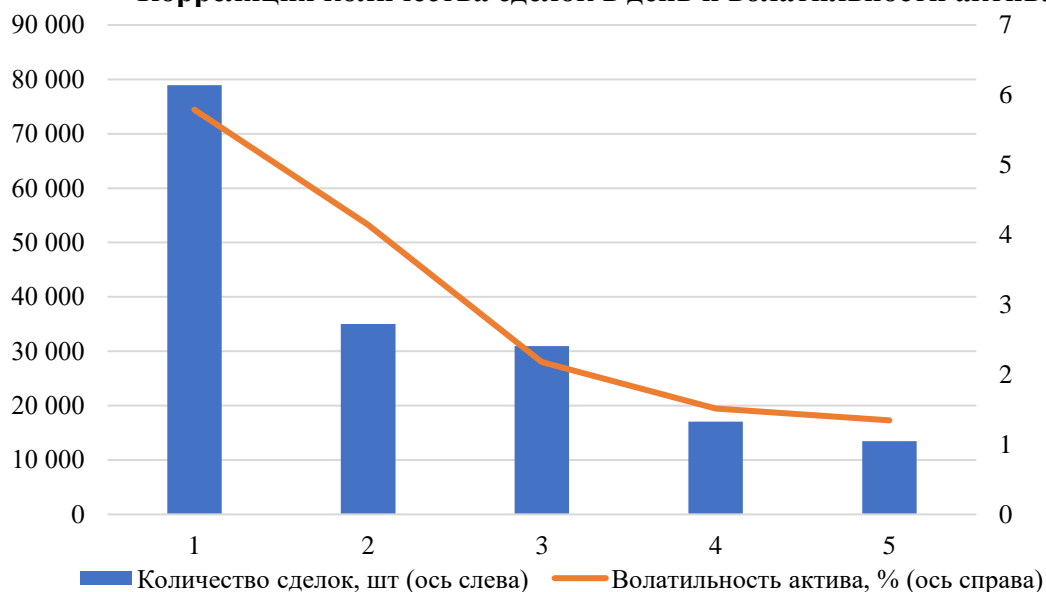
График 4

Усредненное количество сделок в день после IPO

Источник информации: приложение, расчеты автора

Наблюдается в целом устойчивая взаимосвязь между количеством сделок и волатильностью котировок актива (график 5): чем больше заключается сделок, тем, как правило, выше волатильность актива, а чем выше волатильность, тем выше вероятность того, доходность актива по итогам дня покажет «запредельные» результаты.

График 5

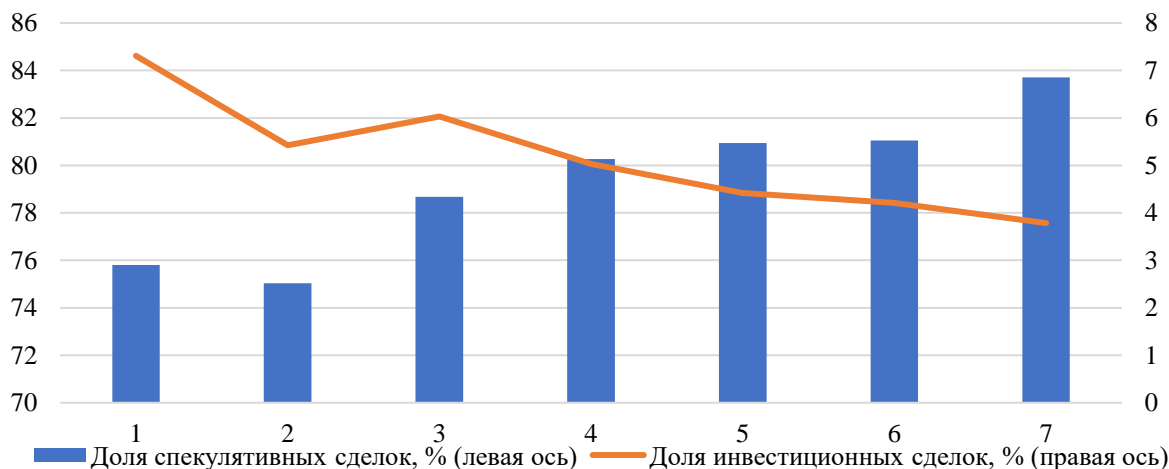
Корреляция количества сделок в день и волатильности актива

Источник информации: приложение, расчеты автора

Анализ количества сделок показывает, что биржевой рынок акций – это сочетание в разных пропорциях спекулятивных и инвестиционных сделок. Абсолютное большинство сделок носит спекулятивный характер. В первый день торгов после IPO доля инвестиционных сделок показывает исторически максимальные значения, это обычно не более 10%, но во второй и следующие дни их доля начинает сокращаться и в дальнейшем стабилизируется на некотором незначительном уровне (график 6).

График 6

Доля спекулятивных и инвестиционных сделок в общем количестве сделок в первые дни после IPO, %



Источник информации: приложение, расчеты автора

Выводы и рекомендации

На феномен надо смотреть не только как на нехарактерное изменение доходности в ходе первого дня торгов, но и как на любое изменение цены открытия первого дня торгов относительно цены размещения.

Возникновение феномена объясняется резким притоком на рынок акций эмитента, прошедшего IPO, большого числа спекулятивных инвесторов и некоторого небольшого – инвестиционных.

Очевидно, что мотивом первых является желание получить преимущество от торговли еще не устоявшимся на рынке активом (арбитраж), а мотив вторых не играет никакой существенной роли в силу незначительности их присутствия на рынке, хотя мотив возможно и заключается в желании скорректировать/добрать свой инвестиционный портфель.

Феномен создает определенный дискомфорт и эмитенту, и инвесторам, и другим участникам рынка ценных бумаг. В том числе создается обманчивое впечатление, что цена размещения бумаги была установлена ошибочно. Отсюда рождаются всевозможные теории заговора и подозрения в нечистоплотности, что одни участники процесса IPO пытаются перехитрить других. Но это, как мы видим, не так. В большинстве случаев цена размещения устанавливается справедливо и носит явно фундаментальный характер. Однако потом в ценообразование вмешиваются спекулянты, которые добиваются изменения котировок в своих спекулятивных интересах.

В связи с этим вполне обоснованным видится необходимость избавить рынок от феномена. Для этого предлагается на фондовых биржахкратно поднять размер минимального торгового лота, что уменьшит возможность использования данной бумаги в спекулятивных целях.

Разумеется, рынок имеет право установить котировку на акцию так, как он считает нужным, но при этом сам рынок должен быть не спекулятивным (сиюминутным, спонтанным, эмоциональным, оторванным от производства и т.п.), а фундаментальным, где факторы формирования котировки понятны, логичны и обоснованы. Только такой рынок, считает автор, полезен обществу и способствует его развитию, то есть проведению успешных IPO.

Литература

1. Абрамов А.Е., Косырев А.Г., Радугин А.Д., Чернова М.И. Мировые финансовые рынки в 2020 г.: предварительные итоги. Экономическое развитие России. 2021. Т. 28. № 1.

2. Букина С.Е. Недооценка акций при первичном публичном размещении на российском рынке. Вестник науки. 2018. Т. 4. № 8 (8).
3. Ивашковская И.В., Харламов В.С. Эффективность ценообразования российских IPO, Электронный журнал «Корпоративные финансы» №3, 2007.
4. Ишмаматов Э.А. Эконометрический анализ зависимости доходности акций от характеристик компаний-эмитентов. Управление экономическими системами: электронный научный журнал. 2014. № 3 (63).
5. Карпенко О.А. Первичное публичное размещение акций российских компаний с венчурным капиталом. Вопросы инновационной экономики. 2017. Т. 7. № 4.
6. Картычак О.И. Недооценка IPO как фактор привлечения новых инвесторов. Научный вестник Одесского национального экономического университета. 2014. № 2 (210).
7. Кокорев Д.А., Чистяков А.Г. Первичные публичные размещения акций: основные исследуемые аномалии. Корпоративные финансы. 2012. Т. 6. № 4 (24).
8. Мотовилов О.В., Самылов И.О., Сеидова М.Ш. Выбор биржевой площадки для IPO инновационно-ориентированной компании. Вестник Санкт-Петербургского университета. Экономика. 2019. Т. 35. № 3.
9. Назарова В.В., Анисина Д.В. Выявление причин недооценки российских компаний при первичном размещении акций. Вестник Московского университета. Серия 6: Экономика. 2021. № 3.
10. Назарова В.В. Факторный анализ недооценки российских компаний при первичном размещении акций. Вестник Московского университета. Серия 6. Экономика. 2017. № 4.
11. Пучкина Е.С., Толстов Н.С. Оценка фундаментальной стоимости бизнеса в системе финансового менеджмента: методические подходы и практические рекомендации. Экономика: теория и практика. 2016. № 2 (42).
12. Суетин А.Н., Пантюхин Е.А. Феномен роста американского фондового рынка в условиях кризиса. Вестник Удмуртского университета. Серия Экономика и право. 2022. Т. 32. № 1.
13. Токтоналиев А.Р., Чиркова Е.В. Эффекты Дополнительных размещений акций. Корпоративные финансы. 2012. Т. 6. № 4 (24).
14. Чиркова Е. Являлось ли падение фондового рынка в 2008 году коррекцией пузыря? Экономическая политика. 2014. № 3.
15. Яковлев Д.В., Шаклеин С.В. Новый подход к оценке ресурсной базы угольной промышленности России. Недропользование XXI век. 2009. № 4.
16. Adambekova A.A., Turekhanova A., Bekbolatova Zh. Hypotheses of Kazakhstan companies assessment and their impact on managerial decision making. Central Asian Economic Review. 2020. № 2 (131). С. 66-82.
17. Aggarwal, R.K., Prabhala, N.R., Puri, M. Institutional allocation in initial public offerings: Empirical evidence. The Journal of Finance, 57, 2002.
18. Allen, F., and G.R. Faulhaber. Signaling by Underpricing in the IPO market. Journal of Financial Economics, 23, 1989.
19. Baron, D.P. A model fo the Demand for Investment Banking Advising and Distribution Services for New Issues. Journal of Finance, 37, 1982.
20. Beatty, R., and J.R. Ritter. Investment Banking, Reputation, and the Underpricing of Initial Public Offerings. Journal of Financial Economics, 15, 1986.
21. Benveniste, L.M., and P.A. Spindt. How investment bankers determine the offer price and allocation of new issues. Journal of Financial Economics, 24, 1989.
22. Booth, J.R., and L. Chua. Ownership Dispersion, Costly Information, and IPO Underpricing. Journal of Financial Economics, 41, 1996.
23. Brennan, M.J., and J. Franks. Underpricing, Ownership and Control in Initial Public Offerings of Equity Securities in the UK. Journal of Financial Economics, 45, 1997.

24. Carter, R.B., and S. Manaster. Initial Public Offerings and Underwriter Reputation. *Journal of Finance*, 45, 1990.
25. Espenlaub, S., and I. Tonks. Post-IPO Directors' Sales and Reissuing Activity: An Empirical Test of IPO Signalling Models. *Journal of Business Finance and Accounting*, 25, 1998.
26. Habib, M.A., and A.P. Ljungqvist. Underpricing and Entrepreneurial Wealth Losses in IPOs: Theory and Evidence. *Review of the Financial Studies*, 14, 2001.
27. Ibbotson, R.G., Price Performance of Common Stock New Issues. *Journal of Financial Economics*, vol. 2, issue 3, 1975.
28. Loughran, T., and J. Ritter. Why Don't Issuers Get Upset about Leaving Money on the Table in IPOs? *Review of Financial Studies*, 15, 2002.
29. Logue D. E. On the Pricing of Unseasoned Equity Issues: 1965-1969. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1(8), 1973.
30. Loughran, Ritter, Rydqvist. Initial Public Offerings: Updated Statistics, 2017.
31. Michaely, R., and W.H. Shaw. The Pricing of Initial Public Offerings: Test of Adverse Selection and Signaling Theories. *Review of Financial Studies*, 7, 1994.
32. Nanda, V., and Y. Yun. Reputation and Financial Intermediation: An Empirical Investigation of the Impact of IPO Mispricing on Underwriter Market Value. *Financial Intermediation*, 6, 1997.
33. Rock, K. Why new Issues Are Underpriced. *Journal of Financial Economics*, 15, 1986.
34. Rydqvist, K. IPO Underpricing as tax-efficient compensation. *Banking & Finance*, 21, 1997.
35. Ritter J. R. Initial Public Offerings: Updated Statistics 2023. Warrington College of business, <https://site.warrington.ufl.edu/ritter/ipo-data/>.
36. Stoll H. R., Curley A. J. Small Business and the New Issues Market for Equities. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 3(5), 1970.
37. Taranto, M.A. Why Managers Are Willing to Accept IPO Underpricing. Working Paper. University of Pennsylvania, 2002.
38. Tinic, S. Anatomy of Initial Public Offerings of Common Stock. *Journal of Financial Economics*, 43(4), 1988.

Рынок российских IPO в 2023 году

1. Хендерсон

Дата	Всего сделок,	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете), %		Доля инвест-ных сделок, %	Цена открытия, рублей	Цена закрытия, рублей	Доходность за		Средняя цена, рублей	Волатильность,		
		шт.	Всего, 1-20 бумаг				в том числе 1-3 бумаги	сделок, % > 100 бумаг		ночь, %	день, %	рублей
Цена размещения					675							
02.11.2023	70 567	73,6	34,7	6,6	675,2	670	0,03%	-0,77%	655,50	15,42	2,35%	
03.11.2023	22 433	76,9	37,4	4,3	674,5	669	0,67%	-0,82%	653,22	6,67	1,02%	
06.11.2023	8 898	77,9	47,3	3,7	664	650	-0,75%	-2,11%	655,02	2,53	0,39%	
07.11.2023	7 205	77,4	43,4	3,8	660	659,5	1,54%	-0,08%	655,96	2,26	0,34%	
08.11.2023	8 584	83,1	48,8	2,6	658	636	-0,23%	-3,34%	646,26	4,06	0,63%	
09.11.2023	10 610	84,3	49,3	2,7	636,2	619,9	0,03%	-2,56%	624,72	2,62	0,42%	
10.11.2023	15 699	84,4	51,9	2,9	620	581	0,02%	-6,29%	603,26	9,86	1,63%	

Примечания:

Минимальный пакет – 1 бумага

Период размещения: 25.10.2023 - 02.11.2023

Источник: finam.ru/, preqvesa.ru/

2. Группа Астра

Дата	Всего сделок,	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете), %		Доля инвест-ных сделок, %	Цена открытия, рублей	Цена закрытия, рублей	Доходность за		Средняя цена, рублей	Волатильность,		
		шт.	Всего, 1-20 бумаг				в том числе 1-3 бумаги	сделок, % > 100 бумаг		ночь, %	день, %	рублей
Цена размещения					333							
13.10.2023	10 927	73,1	39,3	10,6	466,2	466,2	40,00%	0,00%	466,20	0,00	0,00%	
16.10.2023	377 824	63,4	32	11,1	512,8	560	10,00%	9,20%	557,60	24,15	4,33%	
17.10.2023	139 702	67,9	35,5	8,3	569,65	531,6	1,72%	-6,68%	550,09	15,74	2,86%	
18.10.2023	94 896	71,9	42,5	5,7	531,6	506	0,00%	-4,82%	512,90	4,22	0,82%	

Бастапқы орналастырудағы бағаланбау құбылысы қаржылық алыпсатарлардың аш көздігімен түсіндіріледі

19.10.2023	48 832	72,3	39,9	5,3	506	502,7	0,00%	-0,65%	502,40	3,21	0,64%
20.10.2023	42 129	75,1	42,6	4,9	505,9	480,75	0,64%	-4,97%	488,37	4,57	0,94%
23.10.2023	83 778	62,6	31,7	9,2	477	497,7	-0,78%	4,34%	493,68	12,35	2,50%
24.10.2023	37 729	70,1	40,9	5,8	498,05	501	0,07%	0,59%	503,48	2,94	0,58%
25.10.2023	22 890	67,3	37,1	6,8	501,2	505,5	0,04%	0,86%	505,41	3,93	0,78%
26.10.2023	59 317	86,2	70,7	2,7	505,5	503,45	0,00%	-0,41%	513,78	3,11	0,61%
27.10.2023	17 067	79,7	45,1	3,4	503,45	499,1	0,00%	-0,86%	500,74	2,35	0,47%
30.10.2023	18 885	80,5	50,7	3,9	497,2	491	-0,38%	-1,25%	490,26	2,11	0,43%
31.10.2023	21 972	80,3	51,7	3,9	491	488	0,00%	-0,61%	487,86	4,99	1,02%
01.11.2023	12 384	77,8	49,9	4,9	491	493,25	0,61%	0,46%	496,30	2,41	0,49%
02.11.2023	19 132	77,1	47,3	5,1	495,95	490,5	0,55%	-1,10%	499,83	3,28	0,66%
03.11.2023	10 653	81,6	48,1	4,1	493,25	496	0,56%	0,56%	497,43	1,40	0,28%
06.11.2023	21 349	74,6	44,1	6,3	497,95	516,95	0,39%	3,82%	509,36	3,81	0,75%

Примечания:

Минимальный пакет – 1 бумага

Период размещения: 02.10.2023 - 13.10.2023

Источник: finam.ru/, preqvesa.ru/

3. СмартТехГрупп

Дата	Всего сделок,	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете), %		Доля инвест-ных сделок, %	Цена открытия, рублей	Цена закрытия, рублей	Доходность за		Средняя цена, рублей	Волатильность, рублей	
		Всего, 100-2000 бумаг	в том числе 100-300 бумаги				сделок, % > 10 000 бумаг	ночь, %		день, %	рублей

Цена размещения

3,16

03.07.2023	107 621	59,5	27,4	14,2	3,15	3,318	-0,32%	5,33%	3,27	0,042	1,29%
04.07.2023	103 086	65,5	33,6	10,7	3,4405	3,024	3,69%	-12,11%	3,12	0,112	3,59%
05.07.2023	32 145	74,7	38,4	6,3	3,023	2,89	-0,03%	-4,40%	2,92	0,014	0,47%
06.07.2023	34 527	75,5	39,3	5,8	2,89	2,7	0,00%	-6,57%	2,73	0,027	0,97%
07.07.2023	30 400	68,6	35,7	8,2	2,6995	2,805	-0,02%	3,91%	2,81	0,021	0,76%
10.07.2023	11 175	71,1	37,8	7,6	2,8	2,8	-0,18%	0,00%	2,87	0,070	2,44%
11.07.2023	8 265	78,3	42,7	5,5	2,803	2,801	0,11%	-0,07%	2,82	0,013	0,46%

12.07.2023	6 178	80,6	46,3	4,3	2,8035	2,805	0,09%	0,05%	2,81	0,003	0,12%
13.07.2023	7 602	82,7	51,7	3,4	2,8005	2,77	-0,16%	-1,09%	2,78	0,012	0,45%
14.07.2023	8 943	81,1	51,4	4,7	2,78	2,743	0,36%	-1,33%	2,74	0,007	0,25%

Примечания:

Минимальный пакет – 100 бумаг

Период размещения: 21.06.2023 - 03.07.2023

Источник: finam.ru/, preqvesa.ru/

4. Genetico

Дата	Всего сделок,	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете), %		Доля инвест-ных сделок, %	Цена открытия, рублей	Цена закрытия, рублей	Доходность за		Средняя цена, рублей	Волатильность, в % к ср.цене	
		шт.	Всего, 10-200 бумаг				в том числе 10-30 бумаги	сделок, % > 1 000 бумаг		ночь, %	день, %
					17,88						
Цена размещения					17,88						
26.04.2023	2 357	53,5	23,5	16,4	25,032	25,032	40,00%	0,00%	25,03	0,00	0,00%
27.04.2023	14 756	61,9	31,7	12,6	27,534	35,03	10,00%	27,22%	33,87	0,99	2,91%
28.04.2023	5 943	60,1	27,9	13,4	38,496	38,496	9,89%	0,00%	38,35	0,22	0,58%
04.05.2023	21 862	79,8	45,5	4,9	35,51	32,824	-7,76%	-7,56%	33,71	0,47	1,38%
05.05.2023	23 906	72,8	43,6	6,8	32,922	32,2	0,30%	-2,19%	32,92	0,63	1,92%
10.05.2023	17 171	72,1	36,8	6,3	31,702	33,372	-1,55%	5,27%	33,06	0,42	1,27%
11.05.2023	11 014	74,5	40,9	5,9	33,528	33,3	0,47%	-0,68%	33,56	0,29	0,87%
12.05.2023	6 438	79,5	42,9	3,9	32,298	32,29	-3,01%	-0,02%	32,56	0,17	0,51%
15.05.2023	7 294	84,1	49,9	2,9	32,56	32,17	0,84%	-1,20%	32,30	0,17	0,53%
16.05.2023	5 779	81,1	46,1	5,4	32,198	31,892	0,09%	-0,95%	31,99	0,08	0,25%
17.05.2023	10 238	83,3	43,5	3,7	31,75	32	-0,45%	0,79%	32,08	0,10	0,31%
18.05.2023	8 561	78,4	39,6	4,6	32,14	31,86	0,44%	-0,87%	32,17	0,24	0,74%
19.05.2023	8 402	83,6	51,8	3,1	31,81	31,53	-0,16%	-0,88%	31,73	0,15	0,48%

Примечания:

Минимальный пакет – 10 бумаг

Период размещения: 12.04.2023 - 25.04.2023

Источник: finam.ru/, preqvesa.ru/

5. Whoosh

Дата	Всего сделок,	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете),%		Доля инвест-ных сделок, %	Цена открытия, рублей	Цена закрытия, рублей	Доходность за		Средняя цена, рублей	Волатильность,		
		шт.	Всего, 1-20 бумаг				в том числе 1-3 бумаги	сделок, % > 100 бумаг		ночь, %	день, %	рублей
Цена размещения					185							
14.12.2022	47054	71,6	46,8	9,4	239	185,4	29,19%	-22,43	183,83	1,19	0,65%	
15.12.2022	25891	69,7	31,2	5,9	185	182,8	-0,22%	-1,19	183,97	0,59	0,32%	
16.12.2022	47237	71,7	40,4	9,2	182,81	155	0,01%	-15,21	165,51	8,79	5,31%	
19.12.2022	21841	75,3	42,9	7,2	155	159,13	0,00%	2,66	161,78	4,19	2,59%	
20.12.2022	9457	83,2	45,7	4,4	159	160,48	-0,08%	0,93	163,14	1,40	0,86%	
21.12.2022	15090	87,2	51,1	3,1	161,5	160,67	0,64%	-0,51	161,92	1,85	1,14%	
22.12.2022	7645	88,2	54,9	2,3	160,67	159,4	0,00%	-0,79	159,95	0,50	0,31%	
23.12.2022	5230	90,1	58,5	2,3	160,9	158	0,94%	-1,80	158,94	0,52	0,33%	

Примечания: Минимальный пакет – 1 бумага. Период размещения: 05.12.2022 - 14.12.2022. Источник: finam.ru/, preqvesa.ru/

6. Ренессанс страхование

Дата	Всего сделок,	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете), %		Доля инвест-ных сделок, %	Цена открытия, рублей	Цена закрытия, рублей	Доходность за		Средняя цена, рублей	Волатильность,		
		шт.	Всего, 10-200 бумаг				в том числе 10-30 бумаги	сделок, % > 1 000 бум.		ночь, %	день, %	рублей
Цена размещения					120							
21.10.2021	25 124	85,4	54,8	3,1	125	118	4,17%	-5,60%	119,83	1,89	1,57%	
22.10.2021	18 262	90,3	58,5	0,8	118,49	115	0,42%	-2,95%	115,61	1,16	1,00%	
25.10.2021	15 151	87,4	55,5	1,2	114,99	116	-0,01%	0,88%	116,49	1,02	0,88%	
26.10.2021	14 881	88,5	18,5	1,1	115,96	113	-0,03%	-2,55%	114,11	0,99	0,87%	
27.10.2021	10 483	88,1	53,8	1,2	114,88	112,96	1,66%	-1,67%	111,87	1,14	1,01%	
28.10.2021	6 896	85,2	52,1	1,3	110,6	110	-2,09%	-0,54%	110,64	0,58	0,52%	
29.10.2021	10 710	91,9	61,9	0,4	110,8	112	0,73%	1,08%	113,22	1,18	1,04%	

Примечания: Минимальный пакет – 10 бумаг. Период размещения: 30.09.2021 - 20.10.2021. Источник: finam.ru/, preqvesa.ru/

7. Европейский медицинский центр

Дата	Всего сделок,	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете), %		Доля инвест-ных сделок, %	Цена открытия, рублей	Цена закрытия, рублей	Доходность за		Средняя цена, рублей	Волатильность, рублей	
		шт.	Всего, 1-20 бумаг				в том числе 1-3 бумаги	сделок, % > 100 бумаг		ночь, %	день, %

Цена размещения

15.07.2021	9 685	73,3	51,2	9,4	940	926		-1,49%	924,52	1,38	0,15%
16.07.2021	3 677	75,9	49,6	3,1	927,98	925,5	0,21%	-0,27%	926,16	0,55	0,06%
19.07.2021	3 696	54,9	37,1	18,6	926,5	924	0,11%	-0,27%	922,44	1,62	0,18%
20.07.2021	1 651	72,1	46,9	8,1	924	923	0,00%	-0,11%	919,97	1,30	0,14%
21.07.2021	1 528	75,9	52,7	7,8	920,02	918,56	-0,32%	-0,16%	918,79	0,61	0,07%
22.07.2021	1 522	68,9	46,9	9,2	919,02	918	0,05%	-0,11%	917,94	0,88	0,10%
23.07.2021	1 638	77,9	54,5	6,7	919,06	916	0,12%	-0,33%	915,45	1,03	0,11%

Примечания: Минимальный пакет – 1 бумага. Период размещения: 07.07.2021 - 15.07.2021. Тикер: GEMC. Источник: finam.ru/, preqvesa.ru/

8. Segezha Group

Дата	Всего сделок,	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете), %		Доля инвест-ных сделок, %	Цена открытия, рублей	Цена закрытия, рублей	Доходность за		Средняя цена, рублей	Волатильность, рублей	
		шт.	Всего, 100-2000 бумаг				в том числе 100-300 бумаг	сделок, % > 10 000 бумаг		ночь, %	день, %

Цена размещения

8

28.04.2021	51 993	73,8	46,7	6,9	8,1	7,968	1,25%	-1,63%	7,95	0,04	0,47%
29.04.2021	21 682	76,9	53,2	9,3	8	7,9	0,40%	-1,25%	7,94	0,02	0,24%
30.04.2021	90 371	91,9	55,3	0,7	7,901	7,88	0,01%	-0,27%	7,85	0,03	0,42%
04.05.2021	10 144	67,9	42,4	14,4	7,88	7,91	0,00%	0,38%	7,91	0,01	0,07%
05.05.2021	8 756	74,4	47,8	6,9	7,882	8	-0,35%	1,50%	7,96	0,04	0,46%
06.05.2021	8 092	68,2	41,2	4,9	8	8	0,00%	0,00%	7,97	0,03	0,37%
07.05.2021	5 016	81,7	57,1	5,1	8	8	0,00%	0,00%	7,97	0,02	0,27%

Примечания: Минимальный пакет – 100 бумага. Тикер: SGZH. Период размещения: 21.04.2021 - 28.04.2021. Источник: finam.ru/, preqvesa.ru/

9. Fix Price

Дата	Всего сделок,	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете), %		Доля инвест-ных сделок, %	Цена открытия, рублей	Цена закрытия, рублей	Доходность за		Средняя цена, рублей	Волатильность,	
		шт.	Всего, 1-20 бумаг				в том числе 1-3 бумаги	сделок, % > 100 бумаг		ночь, %	день, %

Цена размещения

н/д

10.03.2021	96 492	78,6	49,8	6,3	724,5	716,9		-1,05%	726,58	6,82	0,94%
11.03.2021	42 860	79,4	53,7	6,7	725	717	1,13%	-1,10%	702,70	13,04	1,86%
12.03.2021	15 828	84,2	59,1	6,1	720,9	715,5	0,54%	-0,75%	716,40	1,25	0,17%
15.03.2021	19 928	83,6	58,9	5,3	720	704,9	0,63%	-2,10%	708,56	2,50	0,35%
16.03.2021	16 972	79,6	55,6	6,3	708	697,9	0,44%	-1,43%	700,34	1,19	0,17%
17.03.2021	18 565	79,6	57,6	9,1	700	709,2	0,30%	1,31%	701,73	6,41	0,91%
18.03.2021	10 429	93,2	72,3	1,9	710,7	716	0,21%	0,75%	709,41	2,50	0,35%
19.03.2021	7 081	91,1	73,3	3,2	716	716,3	0,00%	0,04%	712,85	1,93	0,27%

Примечания: Минимальный пакет – 1 бумага. Период размещения: 01.03.2021 - 09.03.2021. Тикер: FIXP. Источник: finam.ru/, preqvesa.ru/

10. Светофор Групп

Дата	Всего сделок,	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете), %		Доля инвест-ных сделок, %	Цена открытия, рублей	Цена закрытия, рублей	Доходность за		Средняя цена, рублей	Волатильность,	
		шт.	Всего, 10-200 бумаг				в том числе 10-30 бумаг	сделок, % > 1000 бумаг		ночь, %	день, %

Цена размещения

н/д

18.01.2021	629	89,2	63,3	0,6	70	105,13		50,19%	92,15	9,26	10,05%
19.01.2021	4 236	92,6	63,5	0,5	114	147,14	8,44%	29,07%	141,88	3,91	2,75%
20.01.2021	2 921	95,6	69,9	0,3	150	138,82	1,94%	-7,45%	141,58	4,28	3,02%
21.01.2021	2 430	94,4	62,4	0,7	139	142,25	0,13%	2,34%	142,13	0,76	0,53%
22.01.2021	909	96,4	67,1	0,2	145,9	131,5	2,57%	-9,87%	132,41	1,33	1,01%
25.01.2021	354	93,7	67,5	0	131,02	132,04	-0,37%	0,78%	132,47	0,48	0,36%
26.01.2021	819	95,4	73,5	1,1	130,2	123,14	-1,39%	-5,42%	124,04	1,63	1,31%

Примечания: Минимальный пакет – 1 бумага. Период размещения: 23.12.2020 - 17.01.2021. Тикер: SVET. Источник: finam.ru/, preqvesa.ru/

11. Группа Самолет

Дата	Всего сделок,	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете), %		Доля инвест-ных сделок, %	Цена открытия, рублей	Цена закрытия, рублей	Доходность за		Средняя цена, рублей	Волатильность,		
		шт.	Всего, 1-20 бумаг				в том числе 1-3 бумаги	сделок, % > 100 бумаг		ночь, %	день, %	рублей
Цена размещения					950							
29.10.2020	7 411	90,5	61,1	1,7	969	953	2,00%	-1,65%	954,10	5,56	0,58%	
30.10.2020	2 118	88,9	61,7	3,1	955	955	0,21%	0,00%	957,75	6,09	0,64%	
02.11.2020	2 365	93,9	78,1	1,2	955	957	0,00%	0,21%	955,49	0,61	0,06%	
03.11.2020	1 574	95,5	77,3	0,6	959,6	952,6	0,27%	-0,73%	954,17	1,43	0,15%	
05.11.2020	2 161	94,4	79,7	0,7	959	952,8	0,67%	-0,65%	953,12	0,86	0,09%	
06.11.2020	1 751	97,6	87,8	0,4	958,2	952	0,57%	-0,65%	953,36	0,61	0,06%	

Примечания: Минимальный пакет – 1 бумага. Период размещения: 22.10.2020 - 28.10.2020. Источник: finam.ru/, preqvesa.ru/

12. Совкомфлот

Дата	Всего сделок,	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете), %		Доля инвест-ных сделок, %	Цена открытия, рублей	Цена закрытия, рублей	Доходность за		Средняя цена, рублей	Волатильность,		
		шт.	Всего, 10-200 бумаг				в том числе 10-30 бумаг	сделок, % > 1 000 бум.		ночь, %	день, %	рублей
Цена размещения					105							
07.10.2020	134 717	75,6	50,4	9,1	105	100,5	0,00%	-4,29%	97,74	2,31	2,36%	
08.10.2020	31 771	43,6	26,9	2,1	105,5	105,5	4,98%	0,00%	99,68	0,40	0,40%	
09.10.2020	36 268	73,9	55,9	8,7	100,5	103	-4,74%	2,49%	101,73	0,66	0,65%	
12.10.2020	19 209	73,4	43,3	7,1	103,48	103,55	0,47%	0,07%	103,79	0,12	0,12%	
13.10.2020	13 737	76,7	51,8	6,1	103,88	103,2	0,32%	-0,65%	102,76	0,21	0,21%	
14.10.2020	6 915	82,8	51,9	4,5	103,39	103	0,18%	-0,38%	102,66	0,10	0,10%	
15.10.2020	12 314	80,3	53,5	6,2	103	100,26	0,00%	-2,66%	100,95	0,73	0,72%	
16.10.2020	9 841	87,8	63,9	3,4	100,88	100,47	0,62%	-0,41%	100,70	0,45	0,45%	

Примечания: Минимальный пакет – 100 бумаг; 7.1.10.2020. Минимальный пакет до обеда – 100 бумаг, после – 10 бумаг; 8.1.10.2020

Минимальный пакет – 10 бумаг; с 9.10.2020. Период размещения: 28.09.2020 - 07.10.2020. Источник: finam.ru/, preqvesa.ru/

13. Норильский никель

Дата	Всего сделок,	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете), %		Доля инвест-ных сделок, %	Цена открытия, рублей	Цена закрытия, рублей	Доходность за		Средняя цена, рублей	Волатильность,		
		шт.	Всего, 1-20 бумаг				в том числе 1-3 бумаги	> 100 бумаг		ночь, %	день, %	рублей
Цена размещения					13 450							
04.03.2019	13 733	87,8	39,5	0,7	14116	13794	4,95%	-2,28%	13911,09	83,61	0,60%	
05.03.2019	11 168	90,5	37,5	0,3	13720	13770	-0,54%	0,36%	13753,04	28,51	0,21%	
06.03.2019	27 092	88,6	38,9	0,7	13832	14442	0,45%	4,41%	14283,92	135,29	0,95%	
07.03.2019	20 278	88,2	35,6	0,7	14450	14442	0,06%	-0,06%	14452,94	35,12	0,24%	
11.03.2019	24 090	86,7	37,2	0,9	14370	14100	-0,50%	-1,88%	14208,21	78,52	0,55%	
12.03.2019	21 666	87,8	42,4	0,7	14226	14380	0,89%	1,08%	14335,80	45,18	0,32%	
13.03.2019	73 033	82,2	26,3	1,6	13780	13850	-4,17%	0,51%	13879,13	40,70	0,29%	
14.03.2019	23 929	84,3	31,3	1,3	13872	13952	0,16%	0,58%	13935,87	33,06	0,24%	
15.03.2019	17 772	84,1	36,2	1,3	13990	14226	0,27%	1,69%	14132,02	43,16	0,31%	
18.03.2019	15 281	83,2	30,7	1,5	14226	14284	0,00%	0,41%	14222,47	33,46	0,24%	
19.03.2019	15 185	82,7	32,9	1,3	14310	14350	0,18%	0,28%	14340,98	32,73	0,23%	
20.03.2019	13 052	80,4	28,9	1,8	14392	14316	0,29%	-0,53%	14307,70	30,68	0,21%	
21.03.2019	14 669	84,3	34,6	1,5	14316	14290	0,00%	-0,18%	14286,33	27,22	0,19%	
22.03.2019	10 181	82,1	29,6	1,1	14300	14280	0,07%	-0,14%	14264,81	28,03	0,20%	

Примечания:

Минимальный пакет – 1 бумага

Период размещения: 12.03.2019 - 13.03.2019

Источник: finam.ru/, pregvesa.ru/

14. Глобалтрак менеджмент

Дата	Всего сделок,	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете), %		Доля инвест-ных сделок, %	Цена открытия, рублей	Цена закрытия, рублей	Доходность за		Средняя цена, рублей	Волатильность,	
		10-200 бумаг	в том числе 10-30 бумаг				ночь, %	день, %		рублей	рублей
	шт.			> 1000 бумаг							
Цена размещения					132						
03.11.2017	22				135	133,25	2,27%	-1,30%			
06.11.2017	0										
07.11.2017	23				136	132		-2,94%			
08.11.2017	6				132	133	0,00%	0,76%			
09.11.2017	19				132	132	-0,75%	0,00%			
10.11.2017	15				132	132	0,00%	0,00%			

Примечания:

Минимальный пакет – 10 бумаг/ Тикер: GTRK/ Период размещения: 10.10.2017 - 03.11.2017/ Источник: finam.ru/, preqvesca.ru/

Малое количество сделок с акциями делает расчетные показатели нерепрезентативными

15. Обувь России

Дата	Всего сделок,	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете), %		Доля инвест-ных сделок, %	Цена открытия, рублей	Цена закрытия, рублей	Доходность за		Средняя цена, рублей	Волатильность,	
		10-200 бумаг	в том числе 10-30 бумаг				ночь, %	день, %		рублей	рублей
	шт.			> 1000 бумаг							
Цена размещения					140						
20.10.2017	208				180	143,93	28,57%	-20,04			
23.10.2017	57				141,01	141,05	-2,03%	0,03			
24.10.2017	53				142	139	0,67%	-2,11			
25.10.2017	81				139,1	139	0,07%	-0,07			
26.10.2017	74				138	137	-0,72%	-0,72			
27.10.2017	395				140	135	2,19%	-3,57			

Примечания: Минимальный пакет – 10 бумаг / Тикер: ORUP / Период размещения: 26.09.2017 - 19.10.2017 / Источник: finam.ru/, preqvesca.ru/

Малое количество сделок с акциями делает расчетные показатели нерепрезентативными

16. Детский мир

Дата	Всего сделок,	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете), %		Доля инвест-ных сделок, %	Цена открытия, рублей	Цена закрытия, рублей	Доходность за		Средняя цена, рублей	Волатильность, рублей	
		Всего, 10-200 бумаг	в том числе 10-30 бумаг				сделок, % > 1000 бумаг	ночь, %		день, %	рублей

Цена размещения					85							
10.02.2017	15 780	22,1	7,7	52,3	90	85	<u>5,88%</u>	-5,56%	84,65	0,72	0,84%	
13.02.2017	1 556	28,4	10,4	48,7	85,6	85,2	0,71%	-0,47%	85,24	0,15	0,17%	
14.02.2017	1 722	21,7	5,4	50,8	85,5	85	0,35%	-0,58%	85,02	0,04	0,05%	
15.02.2017	596				85,2	85	0,24%	-0,23%				
16.02.2017	809				85,09	84,99	0,11%	-0,12%				
17.02.2017	103				84	84,9	-1,16%	1,07%				

Примечания: Минимальный пакет – 1 бумага / Тикер: DSKY / Период размещения: 26.01.2017 - 08.02.2017 / Источник: finam.ru/, preqvesa.ru/

Малое количество сделок с акциями делает расчетные показатели нерепрезентативными

17. Русснефть

Дата	Всего сделок,	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете), %		Доля инвест-ных сделок, %	Цена открытия, рублей	Цена закрытия, рублей	Доходность за		Средняя цена, рублей	Волатильность, рублей	
		Всего, 1-20 бумаг	в том числе 1-3 бумаги				сделок, % > 100 бумаг	ночь, %		день, %	рублей

Цена размещения					550							
25.11.2016	982				605	558	<u>10,00%</u>	-7,77%				
28.11.2016	696				550	551,9	-1,43%	0,35%				
29.11.2016	534				550	550,2	-0,34%	0,04%				
30.11.2016	838				550,7	556	0,09%	0,96%				
01.12.2016	222				555,7	557,3	-0,05%	0,29%				
02.12.2016	658				556	558	-0,23%	0,36%				

Примечания: Минимальный пакет – 1 бумага / Тикер: RNFT / Период размещения: 18.11.2016 - 24.11.2016 / Источник: finam.ru/, preqvesa.ru/

Малое количество сделок с акциями делает расчетные показатели нерепрезентативными

18. ФГ Будущее

Дата	Всего сделок,	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете), %		Доля инвест-ных сделок, %	Цена открытия, рублей	Цена закрытия, рублей	Доходность за		Средняя цена, рублей	Волатильность, рублей	
		шт.	Всего, 1-20 бумаг				в том числе 1-3 бумаги	сделок, % > 100 бумаг		ночь, %	день, %

1190

Цена размещения

28.10.2016	94				1228,8	1218,7	3,26%	-0,82%			
31.10.2016	94				1221,7	1229,2	0,25%	0,61%			
01.11.2016	58				1221,7	1216,4	-0,61%	-0,43%			
02.11.2016	58				1203,1	1211	-1,09%	0,66%			
03.11.2016	40				1212,6	1218,7	0,13%	0,50%			

Примечания: Минимальный пакет – 1 бумага / Тикер: FTRE / Период размещения: 20.10.2016 - 28.10.2016 / Источник: finam.ru/, preqvesa.ru/

Малое количество сделок с акциями делает расчетные показатели нерепрезентативными

19. Новороссийский комбинат хлебопродуктов

Дата	Всего сделок,	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете), %		Доля инвест-ных сделок, %	Цена открытия, рублей	Цена закрытия, рублей	Доходность за		Средняя цена, рублей	Волатильность, рублей	
		шт.	Всего, 10-200 бумаг				в том числе 10-30 бумаг	сделок, % > 1000 бумаг		ночь, %	день, %

512

Цена размещения

15.12.2015	172				525	459	2,54%	-12,57			
16.12.2015	112				460	458,97	0,22%	-0,22			
17.12.2015	82				450	457	-1,95%	1,56			
18.12.2015	172				440,2	515	-3,68%	16,99			
21.12.2015	204				513,5	514,95	-0,29%	0,28			
22.12.2015	52				490,51	491,05	-4,75%	0,11			

Примечания: Минимальный пакет – 10 бумаг / Тикер: NKHP / Период размещения: 17.11.2015 - 15.12.2015 / Источник: finam.ru/, preqvesa.ru/

Малое количество сделок с акциями делает расчетные показатели нерепрезентативными

Иные российские компании 2015 года

Дата	Всего сделок, шт.	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете), %		Доля инвест-ных сделок, % > 100 бумаг	Цена открытия, рублей	Цена закрытия, рублей	Доходность за		Средняя цена, рублей	Волатильность,	
		Всего, 1-20 бумаг	в том числе 1-3 бумаги				ночь, %	день, %		рублей	в % к ср.цене

Европлан

Не удалось получить котировок акций компании

Московский кредитный банк

Не удалось получить котировок акций компании

Объединённая вагонная компания

Не удалось получить котировок акций компании

Таблица 2

Рынок американских IPO в 2023 году

HiTek Global Inc

Дата	Всего сделок, шт.	Доля спекулятивных сделок (мин. число бумаг в пакете), %		Доля инвест-ных сделок, % > 1000 бумаг	Цена открытия, \$	Цена закрытия, \$	Доходность за		Средняя цена, \$	Волатильность,	
		Всего, 10-200 бумаг	в том числе 10-30 бумаги				ночь, %	день, %		\$	в % к ср.цене
03.04.2023	68 103	73,0	42,0	6,0	170,99	170,38		-0,36%	170,21	0,43	0,25%
04.04.2023	149 732	66,0	34,0	9,0	171	172,55	0,36%	0,91%	173,65	1,20	0,69%
05.04.2023	68 565	66,0	36,0	9,0	172,55	173,86	0,00%	0,76%	172,97	0,65	0,38%
06.04.2023	78 984	71,0	41,0	7,0	174,02	171,6	0,09%	-1,39%	173,25	0,77	0,44%
07.04.2023	54 102	73,0	42,0	6,0	171,5	173,09	-0,06%	0,93%	172,32	0,29	0,17%

Примечания:

Минимальный пакет – 10 бумаг

Источник: finam.ru/, preqvesa.ru/

Қаржылық алаяқтыққа, атап айтқанда пирамидаларға, интернет және телефон алаяқтығына қарсы іс-қимыл

М. Еселева-Пионка, SDU University, Алматы, Қазақстан

М. Кенжегаранова, SDU University, Алматы, Қазақстан

А. Азимбекова, SDU University, Алматы, Қазақстан

А. Кусниева, SDU University, Алматы, Қазақстан

А. Байбекова, SDU University, Алматы, Қазақстан

Зерттеу мақсаты:

– қаржылық алаяқтықпен күрес жөніндегі халықаралық тәжірибені, оның ішінде заңнаманы, құқық бұзушылықтарды есепке алу статистикасын талдау, олардың тиімділігі мен ҚР-да қолданылуын бағалау;

– ҚР заңнамасындағы олқылықтарды жоюға және күрес шараларын, оның ішінде құқықтық сипаттағы шараларды жетілдіруге бағытталған ұсынымдарды, сондай-ақ халықаралық тәжірибе мысалында қаржы пирамидаларының, интернет және телефон алаяқтығының алдын алудың, анықтаудың және оған қарсы іс-қимылдың жаңа әдістерін практикалық қолдану бойынша ұсыныстарды әзірлеу.

Міндеттер:

– Қазақстан Республикасындағы қаржы пирамидаларына, интернет-алаяқтыққа және телефон аферасына байланысты реттеуші және заңнамалық ортадағы ағымдағы кемшіліктер мен шектеулерді жан-жақты бағалау;

– реттеуші және заңнамалық ортадағы қаржылық қылмыстарға қарсы күрестің қолданыстағы бағалау әдістері мен озық халықаралық тәжірибелерінің өзектілігін айқындау, сондай-ақ оларды ҚР-да бейімдеудің практикалық тәсілдерін әзірлеу;

– қаржылық алаяқтықтың типтік құрбандарының психологиялық сипаттамалары арасындағы байланысты зерттеу және анықтау;

– қаржылық алаяқтық, афера және пирамидалар туралы көпшілікті ақпараттандырудың ең перспективалы және ауқымды жолдарын (әдістері, тәсілдері) талдау;

– қаржылық қылмыстарды оқыту, анықтау, мониторингілеу және мемлекеттік бақылау жүйелерін енгізу үшін оңтайлы тәсілдер мен практикалық құралдардың әсерін бағалау;

– зерттеу нәтижелері бойынша ұсыныстар әзірлеу.

Негізгі сөздер: қаржылық алаяқтық, қаржылық пирамидалар, интернет-алаяқтық, телефон арқылы алаяқтық, қаржылық қылмыстар, алаяқтыққа қарсы халықаралық тәжірибе.

JEL-сыныптау: E26, G14, G41, K14, K24.

Противодействие финансовым мошенничествам, в частности пирамидам, интернет и телефонным мошенничествам

Еселева-Пионка М., SDU University, Almaty, Kazakhstan

Кенжегаранова М., SDU University, Almaty, Kazakhstan

Азимбекова А., SDU University, Almaty, Kazakhstan

Кусниева А., SDU University, Almaty, Kazakhstan

Байбекова А., SDU University, Almaty, Kazakhstan

Цель исследования:

– анализ международного опыта по борьбе с финансовым мошенничеством, в том числе законодательства, статистики учета правонарушений, оценка их эффективности и применимости в РК;

– выработка рекомендаций, направленных на устранение пробелов в законодательстве РК и совершенствование мер борьбы, в том числе правового характера, а также предложений по практическому применению новых методов предупреждения, выявления и противодействия финансовым пирамидам, интернет и телефонному мошенничеству на примере международного опыта.

Задачи:

– критическая оценка текущих недостатков и ограничений в регулирующей и законодательной среде, связанных с финансовыми пирамидами, интернет-мошенничеством и телефонными аферами в Республике Казахстан;

– определение актуальности существующих методов оценки и передовых международных практик борьбы с финансовыми преступлениями в регулирующей и законодательной среде, а также разработка практических способов их адаптации в РК;

– изучение и определение взаимосвязи между психологическими характеристиками типичных жертв финансовых мошенничеств;

– анализ наиболее перспективных и масштабируемых путей (методов, подходов, способов) информирования широкой публики о финансовых мошенничествах, аферах и пирамидах;

– оценка влияния оптимальных подходов и практических инструментов для внедрения систем обучения, выявления, мониторинга и государственного контроля финансовых преступлений;

– выработка рекомендаций по итогам исследования.

Ключевые слова: финансовое мошенничество, финансовые пирамиды, интернет-мошенничество, телефонное мошенничество, финансовые преступления, международный опыт противодействия мошенничеству.

JEL-классификация: E26, G14, G41, K14, K24.

Combating Financial Fraud, in Particular Pyramid, Internet and Telephone Fraud

Esseleva-Pionka M., SDU University, Almaty, Kazakhstan

Kenzhegaranova M., SDU University, Almaty, Kazakhstan

Azimbekova A., SDU University, Almaty, Kazakhstan

Kusniyeva A., SDU University, Almaty, Kazakhstan

Baibekova A., SDU University, Almaty, Kazakhstan

Purpose of the Study:

– analyzing international experience in combating financial fraud, including legislation, statistics of offense recording, assessment of their effectiveness and applicability in the Republic of Kazakhstan;

– developing recommendations aimed at eliminating gaps in the legislation of the Republic of Kazakhstan and improving control measures, including legal ones, as well as proposals for the practical application of new methods of preventing, detecting and countering financial pyramids, Internet and telephone fraud using international experience as an example.

Objectives:

– a critical assessment of existing shortcomings and constraints in the regulatory and legislative environment related to financial pyramids, internet fraud and telephone scams in the Republic of Kazakhstan;

- *determining the relevance of existing assessment methods and best international practices for combating financial crimes in the regulatory and legislative environment, as well as developing practical ways to adapt them in the Republic of Kazakhstan;*
- *study and determination of the relationship between the psychological characteristics of typical victims of financial fraud;*
- *analyzing the most promising and scalable ways (methods, approaches, ways) of informing the general public about financial fraud, scams and pyramids;*
- *assessing the impact of optimal approaches and practical tools for the implementation of systems for training, detection, monitoring and state control of financial crimes;*
- *elaborating recommendations based on outcomes of the study.*

Key Words: financial fraud, financial pyramids, Internet fraud, telephone fraud, financial crimes, international experience in countering fraud.

JEL-Classification: E26, G14, G41, K14, K24.

Методологическая, теоретическая и эмпирическая база

Для исследования использовались данные из нескольких источников: первый источник – неструктурированные и полуструктурированные интервью с жертвами мошенничества, а также стандартизированные открытые интервью с экспертами в финансовой сфере, IT-сфере, в области психологии и с сотрудниками полиции с целью получения информации о фактах финансового мошенничества (в частности, изучались данные о фактах и кейсах мошенничества, связанных с финансовыми пирамидами, интернет и телефонным мошенничеством).

Также использовались результаты исследований отечественных и зарубежных ученых по данной проблеме: статистические отчеты уполномоченных органов, данные правоохранительных органов, правовая база стран, включенных в исследование (Австралия, Новая Зеландия, Европа, США, Япония, Сингапур и Южная Корея), рекомендации международных финансовых организаций. Очередными источниками данных являлись официальные интернет-ресурсы отечественных и международных финансовых организаций, центральных банков и СМИ.

Краткие выводы и рекомендации по предварительным результатам исследования

1. Усиление законодательства. Создание специальных норм в Уголовном Кодексе РК для конкретных форм мошенничества с уточнением таких понятий как: «интернет-мошенничество», «телефонное мошенничество» «обман и злоупотребление доверием». Необходима самостоятельная статья об ответственности за мошенничество в информационной системе.

2. Мониторинг и аналитика. Использование современных технологий для борьбы с финансовым мошенничеством, включая аналитические системы, искусственный интеллект и блокчейн.

3. Международное сотрудничество. Активное взаимодействие с международными финансовыми организациями и правоохранительными органами для обмена информацией и опытом.

4. Образование и информирование общества. Повсеместное внедрение образовательных программ по финансовой грамотности, цифровой грамотности и психологии в школах и образовательных учреждениях. Информирование населения о распространенных методах мошенничества и способах противодействия мошенничеству.

5. Непрерывное обновление законодательства. Постоянное совершенствование законодательства для борьбы с новыми угрозами, такими как deepfake.

6. Сотрудничество с частным сектором и заинтересованными сторонами. Взаимодействие с частными финансовыми компаниями и технологическими стартапами для разработки методов борьбы с мошенничеством. Сотрудничество со всеми

заинтересованными сторонами, включая государственные органы, частный сектор и гражданское общество.

7. Использование методов судебной бухгалтерии Создание специализированных подразделений судебной бухгалтерии для борьбы с финансовыми пирамидами и мошенничеством.

8. Усиление защиты прав потребителей. Создание работающих механизмов для реальной защиты прав потребителей (к примеру, наличие актуальных черных списков неблагонадежных компаний, проведение мероприятий в сфере просвещения потребителей относительно способов мошенничества и т.д.). Внедрение технологий аутентификации вызовов и обязательных требований к разговорам телемаркетинга, включая штрафы за нарушения.

9. Создание эффективных анонимных каналов для сообщения о мошенничестве. Создание анонимных онлайн-платформ и горячей линии для сообщений о мошенничестве и спаме.

10. Оказание поддержки жертвам финансового мошенничества. Организация кризисной горячей линии и службы долгосрочного консультирования для пострадавших.

11. Обеспечение правовой поддержки и защиты интересов пострадавших. Обеспечение правовой поддержки и защиты интересов пострадавших в Казахстане через создание линий и групп поддержки для жертв финансовых преступлений.

12. Укрепление защиты персональных данных. Внедрение инфраструктурных программных решений для информационной безопасности пользователей. Шифрование персональных данных как при хранении, так и при передаче. Предоставление пользователям возможности отслеживать и контролировать использование своих персональных данных.

Үй шаруашылықтарының берешегі, гетерогенділігі және қаржылық тұрақтылығы: Қазақстан мысал ретінде алынды

А. Алдашев, Қазақстан-Британ техникалық университеті, Халықаралық экономика мектебі, Қазақстан, Алматы

Б. Баткеев, Қазақстан-Британ техникалық университеті, Халықаралық экономика мектебі, Қазақстан, Алматы

Біз Монте-Карло әдісін және 2019 жылғы үй шаруашылықтарының шығысы мен кірісін зерттеудің тоқсандық деректерін пайдалана отырып, қалалық және ауылдық үй шаруашылықтарының айырбастау бағамының өзгеруін, активтер бағасының өзгеруін, жұмыс орындарының жоғалуын және кірістің төмендеуін қоса алғанда, түрлі өзгерістерге тұрақтылығын зерттейміз. Дефолт (EAD) сәтіндегі берешек мөлшерін бағалау негізінде ең көп әсер кірістің күтпеген өзгерістері жағдайында байқалды. EAD мәндері 0,35 көрсеткіші бар базалық кейспен салыстырғанда 0,38-ден 0,43-ке дейін өзгерді. Соңғысы үй шаруашылықтары берешегінің үштен біріне жуығы, әсіресе ауылдық жерлерде проблемалы болуы мүмкін екенін көрсетеді. Шамасы бойынша екінші ықпал валютаның едәуір құнсыздануы кезінде байқалады, одан кейін жұмыссыздық өседі. Бұдан басқа, осы нәтижелерді кіріс бойынша бөлу кірістің төменгі тоқсандарындағы үй шаруашылықтарының неғұрлым осал екенін көрсетеді. Мақалада ықтимал салдары да талқыланады.

<https://authors.elsevier.com/sd/article/S1303070123000148>

Негізгі сөздер: стресс-тестілеу, үй шаруашылықтарының берешегі, қаржылық тұрақтылық.

JEL-сыныптау: D10, D14, D31, E17.

Задолженность домохозяйств, гетерогенность и финансовая стабильность на примере Казахстана

Алдашев А., Международная школа экономики, Казахстанско-Британский Технический Университет, Алматы, Казахстан

Баткеев Б., Международная школа экономики, Казахстанско-Британский Технический Университет, Алматы, Казахстан

Используя метод Монте-Карло и квартальные данные обследования расходов и доходов домохозяйств 2019 года, мы изучаем устойчивость городских и сельских домохозяйств к различным потрясениям, включая изменение обменного курса, изменение цен на активы, потерю рабочих мест и снижение доходов. На основе оценок размера задолженности в момент дефолта (EAD) наибольшее воздействие наблюдалось в случае шока доходов. Значения EAD варьировались от 0,38 до 0,43 по сравнению с базовым кейсом с показателем 0,35. Последнее указывает на то, что около трети задолженности домохозяйств может быть проблемной, особенно в сельской местности. Второе по величине воздействие наблюдается при значительной девальвации валюты, за которой следует рост безработицы. Кроме того, разбивка этих результатов по доходам показывает, что домохозяйства в нижних квартилях доходов более уязвимы. В статье также обсуждаются потенциальные последствия.

Ключевые слова: стресс-тестирование, задолженность домохозяйств, финансовая стабильность.

JEL-классификация: D10, D14, D31, E17.

Household debt, heterogeneity and financial stability: Evidence from Kazakhstan

Aldashev A., International School of Economics, Kazakh-British Technical University,
Almaty, Kazakhstan

Batkeyev B., International School of Economics, Kazakh-British Technical University,
Almaty, Kazakhstan

Using a Monte Carlo method and quarterly data from the 2019 Household Expenditure and Income Survey, we examine the resilience of urban and rural households to various shocks, including exchange rate change, changes in asset prices, job losses, and decline in income. Based on the exposure at default (EAD) estimates, the largest impact was observed in the case of an income shock. The EAD values ranged from 0.38 to 0.43 compared to a baseline case of 0.35. The latter indicates that about one-third of the debt held by households may be problematic, especially in rural areas. The second largest impact is seen for a major currency devaluation, followed by the rise in unemployment. In addition, the breakdown of these results by income shows that households in the lower income quartiles are more vulnerable. Potential implications are discussed.

<https://authors.elsevier.com/sd/article/S1303070123000148>

Key Words: Stress testing, Household debt, Financial stability.

JEL-Classification: D10, D14, D31, E17.

Қазақстандағы макроэкономикалық белсенділік және капиталдың контрциклдік буфері

Ж. Ыбраев, Қазақстан Республикасының Ұлттық Банкі

Біз бұл мақалада Қазақстандағы кредиттік және іскерлік циклдердің салыстырмалы жай-күйін зерттейміз. Біріншіден, біз экономикалық циклдердің кеңеюі мен құлдырау фазаларын анықтаймыз және оларды кредиттік циклдің ауытқуларымен салыстырамыз. Біз Қазақстандағы ақша айналымының қазіргі тарихы қаржы дағдарысынан кейін банктік кредиттерді ұсыну режимінің нақты құрылымдық өзгерісін көрсететінін байқаймыз. Жалпы, біз кредиттік циклдің орташа ұзақтығы іскерлік циклдің ұзақтығынан жоғары деп есептейміз. Осылайша, біз дамып келе жатқан экономикадағы кредит пен ЖІӨ арасындағы алшақтықты сенімді эмпирикалық бағалауға маңызды үлес қосамыз.

Негізгі сөздер: кредиттік цикл, іскерлік цикл, макропруденциялық саясат, Қазақстан.
JEL-сыныптау: E44, E10, G10.

Макроэкономическая активность и контр-циклический буфер капитала в Казахстане

Ыбраев Ж., Национальный Банк Республики Казахстан

В этой статье мы исследуем относительное состояние кредитных и деловых циклов в Казахстане. Во-первых, мы определяем фазы расширения и спада экономических циклов и сравниваем их с колебаниями кредитного цикла. Мы обнаруживаем, что современная история денежного обращения в Казахстане демонстрирует четкий структурный сдвиг режима предложения банковских кредитов после финансового кризиса. В целом мы утверждаем, что средняя продолжительность кредитного цикла длиннее, чем продолжительность делового цикла. Таким образом, мы вносим вклад в надежную эмпирическую оценку разрыва между кредитом и ВВП в развивающейся экономике.

Ключевые слова: кредитный цикл, деловой цикл, макропруденциальная политика, Казахстан.

JEL-классификация: E44, E10, G10.

Macroeconomic Activity and Countercyclical Capital Buffer in Kazakhstan

Ybrayev Zh., National Bank of Kazakhstan

In this paper we investigate the relative stance of credit and business cycles in Kazakhstan. First, we define expansion and recession phases of economic cycles, and compare them to credit cycle fluctuations. We find that modern monetary history in Kazakhstan exhibits clear structural shift of bank loan supply regime in the aftermath of the Financial Crisis. Overall, we argue that the average length of the credit cycle is longer than that of a business cycle. As such, we add important contribution to the reliable empirical estimation of credit-to-GDP gap in a developing economy.

Key Words: credit cycle, business cycle, macroprudential policy, Kazakhstan.

JEL-Classification: E44, E10, G10.

1. Introduction

The economic and financial downturn of 2008-2009 produced a significant discussion among academics and policymakers, which resulted in comprehensive reforms and policy suggestions concerning financial regulation. This conversation has spurred interest in crafting and implementing macroprudential policies, a variety of policy measures aimed at efficiently preventing the buildup of weaknesses within the financial system that could potentially lead to crises with substantial macroeconomic impacts. In particular, disproportionate expansion of private credit is one of the main factors of systemic risk in the accumulation of financial stress. Previous literature has concluded that periods of large real credit growth rates have preceded the arrival of systemic financial crises between two and five years after such boom cycles materialize (Borio and Drehmann, 2009; Drehmann et al., 2011; Schularick and Taylor, 2012; Galan, 2019). Basel Committee for Banking Supervision (BIS, 2011) has proposed to use this evidence for the implementation of a set of countercyclical macroprudential instruments, and particularly, the Countercyclical Capital Buffer (known as CCyB). The aim of this macro-regulatory tool is to increase the resilience of the banking sector in a financial slowdown through the accumulation of capital during the expansionary phase of the credit cycle.

In this paper we investigate the relative stance of credit and business cycles in Kazakhstan. First, we define expansion and recession phases of economic cycles, and compare them to credit cycle fluctuations. We find that modern monetary history in Kazakhstan exhibits clear structural shift of bank loan supply regime after the financial crisis of 2008. Overall, we argue that the average length of the credit cycle is longer than that of a business cycle. As such, we add important contribution to the reliable empirical estimation of credit-to-GDP gap in a developing economy.

In addition to exploring the interconnectedness between credit dynamics and macroeconomic imbalances, some of the existing studies focused on effect of certain credit types. For instance, Mian et al. (2017) found an evidence that rise in household debt to GDP ratio led to increase in unemployment in the medium term and decrease in output growth, while an increase in non-financial firm debt was linked to more immediate and comparatively smaller deteriorating effect on GDP. Similarly, Koong et al. (2017) explored relations between credit expansion and financial stability in Malaysia and conjectured that business credit growth had an adverse impact on financial stability, while it was not confirmed that increase in household credit had a similar effect. Interestingly, recent study of advanced and emerging economies by Ekinici and Omay (2020) found the contrary. Particularly, an increase in household credit growth led to notable deterioration in the current account balance, with more profound effect for the countries with lower levels of financial depth, while such relation was not identified for business loans.

In general, capital regulation is intended to prevent excessive risk-taking and ensure sufficient capital to absorb losses, while liquidity ratios limit liquidity dry-ups, which makes maturity transformation more difficult. Thus, for a given bank, an increases in risk-weighted capital requirements also incentives liquidity management, due to the fact that banks choose marginally safe assets. However, the ratios included in the regulation (for instance, capital adequacy requirements, leverage ratio, liquidity coverage ratio and net stable funding ratio) may have differentiated effect depending on bank business models. Hence, this heterogenous effect of bank size and balance sheet structure produce differential policy outcomes.

Importantly, Nachane et al. (2006), Ghosh (2008), Gavalas (2015), Gambacorta and Shin (2018) argue that the more restrictive the policy stance is (for instance, greater capital requirements), the greater contractionary impact a monetary policy may produce. At the same time, strict macroprudential regulation may have the opposite effect on banks' risk-taking behavior. Importantly, Gale (2018) shows that excessively restrictive capital requirements may encourage banks to take greater risks in order to earn higher expected profits. Hence, when monetary policy is in a tightening cycle, this might not lead to an economic slowdown, since banks might shift to forming highly risky loan portfolios as the costs of funding rises.

The rest of the paper is organized as follows. In Section 2 we present reliable credit gap estimates for the case of Kazakhstan. Section 3 presents stylized facts on capital adequacy structure and Section 4 concludes.

2. Credit Cycles and Economic Cycles in Kazakhstan

In the last few years, the loan portfolio of banks continued to grow. The main borrowers of banks were individuals, and the growth in loans to individuals over the year significantly exceeded the growth in loans to corporate entities. In the segment of lending to individuals, the largest volume of lending fell on consumer and mortgage loans. The credit-to-GDP ratio in Kazakhstan significantly increased in the run-up of the great financial crisis around 2007 Q3 with a lagged smaller upsurge in 2009 Q2. Afterwards, there was a steady decrease in the credit-to-GDP ratio up to the 2020 Q1, where it remained somewhat stable around 20%. For our analysis, we also decompose the non-financial private-sector credit into household-credit and non-financial business-credit components. Aggregate non-financial private-sector credit-to-GDP dynamics was mainly explained by household-sector credit coupled with a simultaneous decrease in business credit starting around 2019. As such, the operationalization of the CCyB instrument mainly builds on the adequate determination of the overheating in the private credit (Galan, 2019). As a result, it is not sufficient to identify high credit growth rate intervals, but rather important to detect whether the observed growth is excessive or not.

The countercyclical capital buffer instrument allows banks to accumulate an additional capital buffer during the credit boom, which often leads to the formation and accumulation of systemic risks. The subsequent release of the Basel Committee for Banking Supervision (BCBS) during the recession reduces the risk of a reduction in lending to the economy. According to the BCBS guidelines for the implementation of the CCyB for regulatory authorities, the main, but not the only indicator signaling the period of the onset of a credit boom and the need to form the countercyclical capital buffer, is the ratio of loans to the economy to GDP, namely deviation of this ratio from its long-term trend (credit-to-GDP gap). The signal for the beginning of the formation of the CCyB is the excess of the value of the gap of Loans to GDP of the lower limit set for it – 2 pp. If the gap of Loans to GDP exceeds the upper limit set for it, equal to 10 pp, the value of the CCyB is set at the maximum level provided for this instrument – 2.5% of risk-weighted assets. The long-term trend is calculated by smoothing a series of data using the Hodrick-Prescott filter (HP-filter), and the Basel gap is a standard indicator used for calibration of CCyB rates (Hodrick and Prescott, 1997).

Nevertheless, the Basel gap exhibits several notable shortcomings. One significant limitation stems from its tendency to register notably negative values for credit cycles that have experienced pronounced contractions in the recent past. Consequently, this often leads to a failure in signaling excessive credit levels in subsequent cycles. This issue of downward bias becomes particularly pronounced in instances where there are substantial fluctuations in the credit-to-GDP ratio. Moreover, the inherent incapacity of the Basel gap to adapt to structural shifts and include equilibrium levels of the credit-to-GDP ratio alongside fundamental macroeconomic variables represents a fundamental drawback of statistical methodologies. For instance, as Galan and Mencia (2018) mention, the comparative advantages of alternative semi-structural models are evident, as they surpass the Basel credit-to-GDP gap method, as demonstrated by an analysis of six EU countries.

Nevertheless, certain adjustments of the specific filtering method proposed in Drehmann et al. (2010) may provide useful information and avoid some of the key limitations of the Basel gap. In particular, Martínez and Oda (2021) address the problem of the large value of the smoothing parameter assumed in the computation of the Basel gap. The authors find that lowering the value of λ improves the performance of the Basel gap in Chile. Certainly, the use of a large value for the smoothing parameter (400,000) is responsible for the large inertia of the filter. This value assumes that the length of the credit cycle is around 30 years Drehmann et al. (2010), which empirically referred to be unrealistic for many countries. For instance, Bedayo et al. (2020)

conclude that the average frequency of systemic crises over the 1880-2017 period in Spain is around 17 years, which is half of the frequency implicitly assumed by the Basel gap. At the same time, using broad samples of advanced and emerging economies, Drehmann et al. (2011) and Drehmann and Juselius (2012) identify average lengths of credit cycles between 15 and 25 years, with cases around 30 years being at the tail of distributions.

Table 1

Values of Smoothing Parameters Given the Length of the Cycle

Cycle (years)	λ (standard approximation)	Multiples of business cycles
7.5	1,600	1
15	25,000	2
22.5	125,000	3
30	400,000	4

Source: Adapted from Galan (2019)

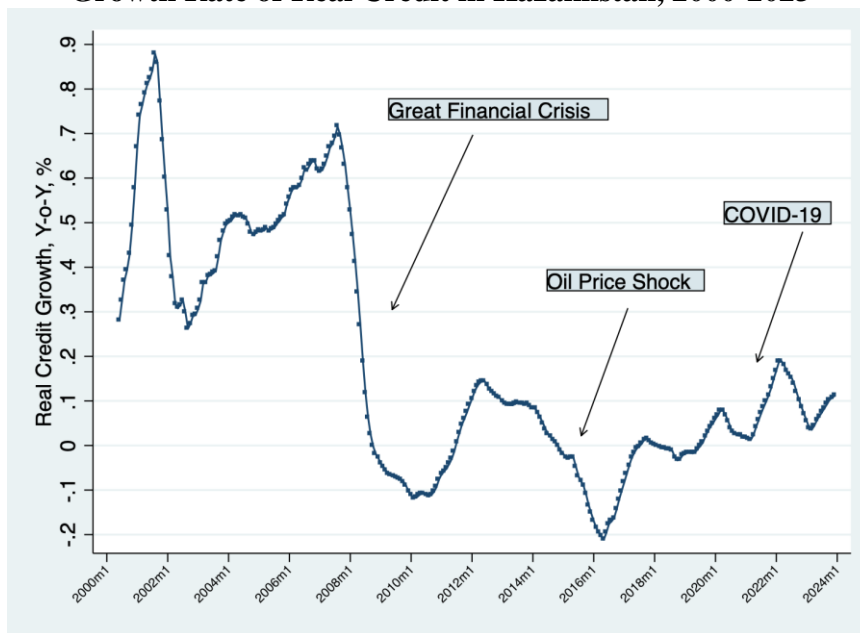
The key tasks for calibrating the instrument are: (i) determining the main indicator for monitoring the credit cycle; (ii) determination of thresholds for making decisions on the formation, increase and disbandment of the CCyB (according to the BCBS methodology, the standard CCyB is “activated” when the gap of Credits/GDP = 2%, and is set at the maximum level when the gap Credits/GDP is equal or exceed 10%); (iv) the formation of a list of additional indicators to monitor trends in a particular segment of lending. In addition, the HP filter’s practical application requires calibrating the only parameter, denoted as λ , which is related to the smoothness of the trend. Typically, the smoother the trend (larger values of λ), the wider the amplitude of the cycle and the longer its duration. Ravn and Uhlig (2002) suggests to use a value of 1600 for quarterly data.

His value assumes a cycle periodicity of about 7.5 years, which is generally considered sufficient, given empirical data on the duration of business cycles in advanced economies. However, credit cycles are generally longer than business cycles Claessens et al. (2011, 2012); Aikman et al. (2015) and their length is heterogenous across countries (Galati et al., 2016). Importantly, Drehmann et al. (2010) argues that a good approximation is the length between two systemic crises. Authors analyze a sample of G20 and OECD countries excluding transition economies and state that the credit cycle range ranges between 5 and 20 years with a median around 15 years.

Therefore, it is important to identify the relative lengths of the real and financial cycles in Kazakhstan. From the Figure 1, as a typical case of an emerging economy, there is still shortage of an adequate length of data in order to appropriately identify credit cycles and correspond them to broader economic cycles. In the case of Kazakhstan, we observe a large structural break after the financial crisis of 2008 (FC). Prior the FC, average increase in the growth rate of real private credit (adjusted for domestic inflation) was about 35% annually. At the same time, in the aftermath of 2008 crisis, domestic boom-bust credit cycle begin to alter significantly. There is almost no growth in real credit recorded in the decade of 2010-s with an upward trend in the last few years of 2022 and 2023.

Figure 1

Growth Rate of Real Credit in Kazakhstan, 2000-2023

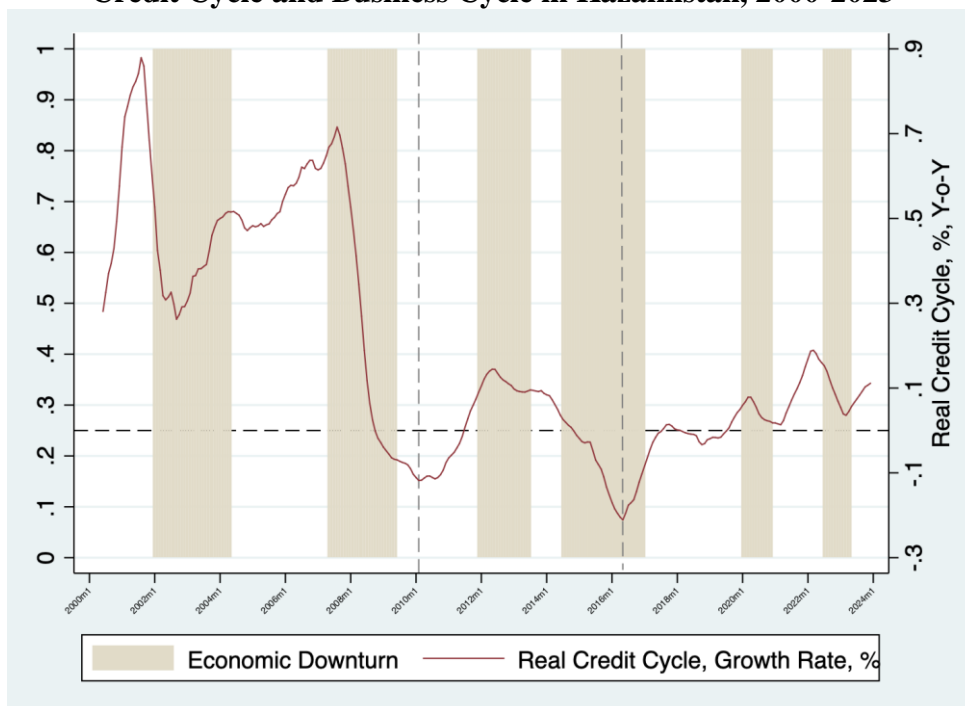


Source: National Bank of Kazakhstan, author's calculations

Next, when we combine both the business cycle and credit cycles. First, we define economic downturn as a period when real GDP growth decreases for more than 2 successive quarters. We do not follow the broad definition of economic recession as periods of successive negative economic growth intervals since Kazakhstan experienced few episodes of such periods. In particular, as we observe from the Figure 2, post-FC economic activity followed two peaks and two troughs before the large oil price shock of 2015, while credit cycle experienced a full cycle between these two large systemic shocks. As a result, it suggests that a robust credit cycle on average is longer than economic cycle in Kazakhstan.

Figure 2

Credit Cycle and Business Cycle in Kazakhstan, 2000-2023



Source: National Bank of Kazakhstan, Bureau of National Statistics, author's calculations

In general, real credit significantly increased in the run-up of the great financial crisis around 2007. Afterwards, there was a steady decrease in the growth rate of bank credit up to the 2020. As such, periods of economic downturns generally overlap with decreases in real credit. In our paper we particularly acknowledge that the relationship between monetary policy and its financial stability aspects might work differently in emerging market economies. First, capital flows strongly influence the financial developments in these countries, which might lead to worsening conditions on the trade-off between price and financial stability faced by their respective central banks. In particular, EMEs central banks face a complex environment, in which conducting monetary policy to lean against financial imbalances is not yet conclusive.

An alternative to the standard countercyclical capital buffer, which “turns on” during the beginning of the credit boom and released during the recession, is a positive cycle-neutral level of CCyB (in other words, positive neutral CCyB). In fact, this approach assumes the early formation of a buffer with a moderate or even low level of risks. Sustained interest in such a modification of the CCyB appeared after the global COVID-19 pandemic, as the released macroprudential capital buffers make it possible to effectively respond to adverse systemic shocks that may occur regardless of the financial or economic cycle. A positive cycle-neutral CCyB level is introduced when the risk environment is assessed as standard, while the standard CCyB in accordance with Basel III is formed during a period of increasing systemic risks.

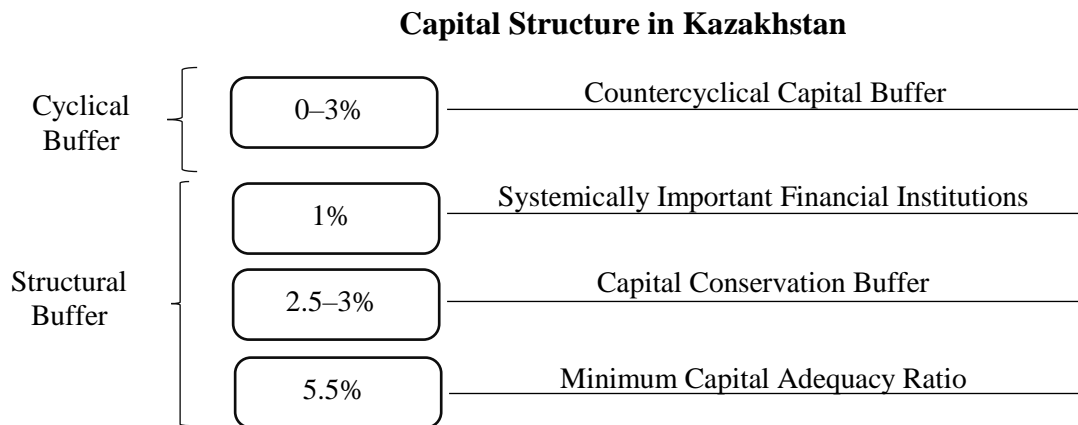
The main methodological issues regarding the activation of a positive cycle-neutral CCyB level are the definition of boundaries between the phases of the “standard risk environment” and the accumulation of systemic risks. In the phase of accumulation of systemic risks, it will be necessary to increase the requirements of the CCyB in accordance with the standard approach of the CCyB. Another important issue is to determine the level of positive cycle neutral CCyB. The study of international experience shows that regulators use a high proportion of judgments to make decisions on the CCyB, not relying solely on the results empirical assessments, such as, for instance, stress testing, early warning indicators and other methods.

3. Capital Adequacy Structure in Kazakhstan

In fact, the CCyB is an additional buffer for regulatory capital adequacy requirements, which can increase or decrease within a given range depending on the credit cycle. In Kazakhstan, the formation of the CCyB and its size are regulated by the Resolution on prudential standards No. 170²², according to which the CCyB can be set at a rate from 0% to 3% of risk-weighted assets. At the same time, the CCyB in Kazakhstan has not been formed yet due to the ambiguity of signals about the onset of a credit boom.

The main objective of using capital-based instruments is to strengthen the resilience of financial institutions (ESRB, 2014). As such, by increasing their loss-absorption capacity, the resilience of the financial system as a whole is strengthened. Consequently, the financial system as a whole is better equipped to withstand both institution-specific and sector-wide shocks. Basel III redefines regulatory capital and the BCBS determines that Tier 1 capital must contain predominantly of common equity and retained earnings. Tier 1 is core capital and is made of mainly common shareholders’ equity (issued and fully paid), disclosed reserves, most retained earnings, and perpetual non-cumulative preferred stocks.

²² Resolution of the Board of the National Bank of the Republic of Kazakhstan dated September 13, 2017 No. 170 «On the Establishment of Regulatory Values and Calculation methods for Prudential Standards and other Mandatory Norms and Limits, the amount of the Bank’s Capital and the Rules for Calculating and Limits of an open currency position».



Note: An additional 0.5% of conservation buffer is applied to systemically important financial institutions.

Source: Author's elaboration

Furthermore, as authors argue in ESRB (2014), to ensure that banks build up capital buffers outside periods of financial stress that can be drawn down when losses are incurred, BCBS established a capital conservation buffer that banks must maintain. The minimum amount of the conservation buffer is 2.5% of the banks' risk-weighted assets in Kazakhstan, and an additional 0.5% of conservation buffer is applied to systemically important financial institutions. The capital held in this buffer must be Tier 1 capital. When the buffer is drawn down, banks must seek ways to rebuild it. Reconstructing the buffer includes discretionary distribution of earnings, dividend payments, and salary bonus payments.

In addition, systemically important financial institutions are subject to supplementary requirements concerning CET1 capital that they must hold. This buffer is mandatory and addresses potential negative impacts that large institutions may have on the local financial system, and often is aimed at banks which are considered "too big to fail" from a domestic perspective.

Disproportionate expansion of lending when economic activity is rising, and disproportionate contracting of credit supply when economic activity is shrinking is a sign of the pro-cyclical nature of credit development patterns. In order to address such an issue, countercyclical capital buffer is aimed to dampen any excess cyclicity of the minimum capital requirements. One way to do this is to adjust the capital requirement over the business cycle. The capital requirement would be calibrated so that more capital is required in economic expansions than in economic contractions.

4. Conclusion

In this paper we investigate the relative stance of credit and business cycles in Kazakhstan. First, we define expansion and recession phases of economic cycles, and compare them to credit cycle fluctuations. We find that modern monetary history in Kazakhstan exhibits clear structural shift of bank loan supply regime after the Financial Crisis of 2008. Overall, we argue that the average length of the credit cycle is longer than that of a business cycle. As such, we add important contribution to the reliable empirical estimation of credit-to-GDP gap in a developing economy.

In general, regulatory authorities use different approaches described above when making decisions on the activation of the CCyB. These approaches have found practical application in the development of regulatory practice and the specific features of the economies of countries and the banking sector. In accordance with the mandate to ensure financial stability and prevent the accumulation of risks in certain segments of lending, the consequences of dynamic general equilibrium in response to the activation of the CCyB will be covered in further research.

References

1. Aikman, D., A. G. Haldane, and B. D. Nelson (2015). Curbing the credit cycle. *The Economic Journal* 125 (585), 1072–1109.
2. Bedayo, M., A. Estrada, and J. Saurina (2020). Bank capital, lending booms, and busts: Evidence from Spain over the last 150 years. *Latin American Journal of Central Banking* 1 (1-4), 100003.
3. BIS (2010). Guidance for national authorities operating the countercyclical capital buffer. Technical report, Basel Committee on Banking Supervision, Bank of International Settlements.
4. BIS (2011). Basel iii: A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems. Technical report, Basel Committee on Banking Supervision, Bank of International Settlements.
5. Borio, C. E. and M. Drehmann (2009). Assessing the risk of banking crises—revisited. *BIS Quarterly Review*, March.
6. Claessens, S., M. A. Kose, and M. E. Terrones (2011). Financial cycles: what? how? when? In *NBER International Seminar on Macroeconomics*, Volume 7, pp. 303–344. University of Chicago Press Chicago, IL.
7. Claessens, S., M. A. Kose, and M. E. Terrones (2012). How do business and financial cycles interact? *Journal of International Economics* 87 (1), 178–190.
8. Drehmann, M., C. E. Borio, L. Gambacorta, G. Jimenez, and C. Trucharte (2010). Countercyclical capital buffers: exploring options.
9. Drehmann, M., C. E. Borio, and K. Tsatsaronis (2011). Anchoring countercyclical capital buffers: the role of credit aggregates.
10. Drehmann, M. and M. Juselius (2012). Do debt service costs affect macroeconomic and financial stability? *BIS Quarterly Review* September .
11. Ekinici, M. F. and T. Omay (2020). Current account and credit growth: The role of household credit and financial depth. *The North American Journal of Economics and Finance* 54, 101244.
12. ESRB, E. (2014). The esrb handbook on operationalising macro-prudential policy in the banking sector. European System of Financial Supervision.
13. Galan, J. (2019). Measuring credit-to-gdp gaps. the hodrick-prescott filter revisited. *The Hodrick-Prescott Filter Revisited* (May 8, 2019). Banco de Espana Occasional Paper (1906).
14. Galan, J. and J. Mencia (2018). Empirical assessment of alternative structural methods for identifying cyclical systemic risk in Europe.
15. Galati, G., I. Hindrayanto, S. J. Koopman, and M. Vlekke (2016). Measuring financial cycles in a model-based analysis: Empirical evidence for the United States and the Euro area. *Economics Letters* 145, 83–87.
16. Gale, D. (2018). Capital regulation and risk sharing. 23rd issue (December 2010) of the *International Journal of Central Banking*.
17. Gambacorta, L. and H. S. Shin (2018). Why bank capital matters for monetary policy. *Journal of Financial Intermediation* 35, 17–29.
18. Gavalas, D. (2015). How do banks perform under Basel III? tracing lending rates and loan quantity. *Journal of Economics and Business* 81, 21–37.
19. Ghosh, S. (2008). Capital requirements, bank behavior and monetary policy—a theoretical analysis with an empirical application to India. *Indian Economic Review*, 205–227.
20. Hodrick, R. J. and E. C. Prescott (1997). Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1–16.
21. Koong, S. S., S. H. Law, and M. H. Ibrahim (2017). Credit expansion and financial stability in Malaysia. *Economic Modelling* 61, 339–350.
22. Martinez, J. F. and D. Oda (2021). Characterization of the Chilean financial cycle, early warning indicators and implications for macro-prudential policies. *Latin American Journal of Central Banking* 2 (1), 100024.

23. Mian, A., A. Sufi, and E. Verner (2017). Household debt and business cycles worldwide. *The Quarterly Journal of Economics* 132 (4), 1755–1817.

24. Nachane, D., S. Ghosh, and P. Ray (2006). Basel ii and bank lending behaviour: Some likely implications for monetary policy. *Economic and Political Weekly*, 1053–1058.

25. Ravn, M. O. and H. Uhlig (2002). On adjusting the hodrick-prescott filter for the frequency of observations. *Review of economics and statistics* 84 (2), 371–376.

26. Schularick, M. and A. M. Taylor (2012). Credit booms gone bust: monetary policy, leverage cycles, and financial crises, 1870–2008. *American Economic Review* 102 (2), 1029–1061.