DSGE модель с тремя группами домохозяйств: дополнительные приложения для сайта

Стационарная точка

Предположим, что в долгосрочном равновесии цены всех секторов экономики являются фиксированными, оптимальными, выравниваются между собой и, следовательно, совпадают с индексом цен торгуемых и потребительских благ, а также дефлятором ВВП:

$$\overline{P_N} = \overline{P_H} = \overline{P_F} = \overline{P_{N,opt}} = \overline{P_{H,opt}} = \overline{P_{F,opt}} = \overline{P_T} = \overline{P_C} = \overline{P_{defl}}, \quad (П1)$$

$$\overline{\pi_N} = \overline{\pi_H} = \overline{\pi_F} = \overline{\pi_T} = \overline{\pi_C} = \overline{\pi^*} = 0. \quad (П2)$$

Аналогично предположим, что цены на уровне стран выравниваются, а также зафиксируем величину номинального якоря для отечественной и зарубежной экономики:

$$\overline{P_C} = \bar{S} = 1,\ \overline{SP^*} = \overline{SP^*_{opt}} = \overline{P_C} = 1. \quad (П3)$$

Определим, что уровень реальной цены на нефть соответствует этому якорю, тогда:

$$\overline{x^*} = \overline{P^*_{oil}} = \overline{P^*} = 1. \quad (П4)$$

Учитывая механизм ценообразования, реальные предельные издержки:

$$\overline{MC_N} = \overline{MC_H} = \frac{\varphi-1}{\varphi}, \quad (П5)$$

$$\overline{MC^*} = \frac{\varphi^*-1}{\varphi^*} = \overline{P^*_{who}} = \overline{MC_F}. \quad (П6)$$

Следовательно, для $\overline{P_F} = \overline{P_C} = \bar{S} \cdot \overline{P^*} = 1$ необходимо, чтобы $\overline{MC^*} = \overline{MC_F}$, а потому для обеспечения равенства индексов цен между странами должно соблюдаться соотношение $\varphi^* = \varphi$.

Предположим, что масштаб отечественной экономики определяется через величину экспорта, который примем равным единице:

$$\overline{Y_{oil}} + \overline{Y_{H_{ex}}} = 1. \quad (П7)$$

Тогда:

$$\overline{Y^*} = \frac{1}{\omega_{oil}+\omega}, \quad (П8)$$

$$\overline{Y_{oil}} = \frac{\omega_{oil}}{\omega_{oil}+\omega}, \quad (П9)$$

$$\overline{Y_{H_{ex}}} = \frac{\omega}{\omega_{oil}+\omega}. \quad (П10)$$

Из уравнения платежного баланса:

$$\overline{C_F} = \left[1 - \overline{b^*}(\overline{\imath^*} + \overline{rp} + \overline{\imath^*}\overline{rp})\right]\frac{\varphi^*}{\varphi^*-1}, \quad (П11)$$

где $\overline{\imath^*} = \frac{1-\beta^*}{\beta^*}$, согласно уравнению Эйлера для зарубежных домохозяйств, а учитывая аналогичное уравнение для д/х группы n $\bar{\imath} = \frac{1-\beta_n}{\beta_n}$, можно выразить $\overline{rp}$ из уравнения непокрытого процентного паритета:

$$\overline{rp} = \frac{\beta^*}{\beta_n} - 1. \quad (П12)$$

Зафиксируем величину внешнего заимствования $\overline{b^*}$ на уровне доли γ_{b^*} от экспорта:

$$\overline{b^*} = \gamma_{b^*} \cdot 1. \quad (П13)$$

Используя соотношения агрегированных потреблений, можно получить:

$$\overline{C_H} = \frac{\psi_H}{1-\psi_H}\overline{C_F}, \quad (П14)$$

$$\overline{C_T} = \frac{1}{1-\psi_H}\overline{C_F}, \quad (П15)$$

$$\overline{C_N} = \frac{1-\psi_T}{\psi_T}\frac{1}{1-\psi_H}\overline{C_F}, \quad (П16)$$

$$\bar{C} = \frac{1}{\psi_T}\frac{1}{1-\psi_H}\overline{C_F}. \quad (П17)$$

Зафиксируем величину государственных закупок на уровне доли γ_G от ВВП:

$$\bar{G} = \gamma_G \bar{Y}. \quad (П18)$$

Выпуск в секторах:

$$\overline{Y_N} = \overline{C_N} + \bar{G}, \quad (П19)$$

$$\overline{Y_H} = \overline{C_H} + 1, \quad (П20)$$

$$\overline{Y_F} = \overline{C_F}, \quad (П21)$$

Агрегированный выпуск:

$$\bar{Y} = \frac{1}{1-\gamma_G}\left[\overline{C_F}\frac{1}{1-\psi_H}\left(\frac{1-\psi_T}{\psi_T} + \psi_H\right) + 1\right]. \quad (П22)$$

Теперь откалибруем соотношения потребления групп домохозяйств на некотором фиксированном уровне:

$$\frac{\overline{C_n}}{\overline{C_w}} = \gamma_{C_{n/w}}, \quad (П23)$$

$$\frac{\overline{C_w}}{\overline{C_p}} = \gamma_{C_{w/p}}. \quad (П24)$$

Тогда с учетом условия агрегирования $\bar{C} = \gamma_n\overline{C_n} + \gamma_w\overline{C_w} + \gamma_p\overline{C_p}$ можно выразить потребления групп через эти соотношения:

$$\overline{C_p} = \bar{C}\frac{1}{\gamma_n \cdot \gamma_{C_{n/w}}\gamma_{C_{w/p}} + \gamma_w\gamma_{C_{w/p}} + \gamma_p}, \quad (П25)$$

$$\overline{C_w} = \overline{C_p}\gamma_{C_{w/p}}, \quad (П26)$$

$$\overline{C_n} = \overline{C_w}\gamma_{C_{n/w}}. \quad (П27)$$

Зная совокупные потребления групп домохозяйств, можно их дезагрегировать:

$$\overline{C_{j,T}} = \overline{C_j}\psi_T, \qquad j \subset \{n, w, p\} \quad (П28)$$

$$\overline{C_{j,N}} = \overline{C_j}(1-\psi_T), \qquad j \subset \{n, w, p\} \quad (П29)$$

$$\overline{C_{j,H}} = \overline{C_{j,T}}\psi_H, \qquad j \subset \{n, w, p\} \quad (П30)$$

$$\overline{C_{j,F}} = \overline{C_{j,T}}(1-\psi_H). \qquad j \subset \{n, w, p\} \quad (П31)$$

Условия первого порядка для максимизации полезности д/х группы *n* и *w* по объему недвижимости соответственно равны:

$$\overline{\Lambda_{h_n}} - \overline{\Lambda_{C_n}}(\bar{q} - \beta_n\bar{q}) = 0, \quad (П32)$$

$$\overline{\Lambda_{h_w}} - \overline{\Lambda_{C_w}}(\bar{q} - \beta_w\bar{q}) + \overline{\lambda_w}m\bar{q} = 0, \quad (П33)$$

где $\overline{\lambda_w} = (\beta_n - \beta_w)\overline{\Lambda_{C_w}}$, согласно уравнению Эйлера для д/х группы *w*, а $\overline{\Lambda_{C_j}}$ и $\overline{\Lambda_{h_{j'}}}$ определяются соответственно:

$$\overline{\Lambda_{C_j}} = \left[(1-\xi)\overline{C_j}\right]^{-\sigma_c}, \qquad j \subset \{n, w, p\} \quad (П34)$$

$$\overline{\Lambda_{h_{j'}}} = \left(\overline{h_{j'}}\right)^{-\sigma_h}. \qquad j' \subset \{n, w\} \quad (П35)$$

Для агрегированного уровня недвижимости предположим $\bar{h} = \gamma_n\overline{h_n} + \gamma_w\overline{h_w} + \gamma_P\overline{h_p} = 1$. Тогда, учитывая, что $\overline{h_p} = 0$, равновесие на рынке недвижимости достигается при:

$$\overline{h_n} = \left[\gamma_n + \gamma_w\left(\frac{\overline{C_w}}{\overline{C_n}}\right)^{\frac{\sigma_c}{\sigma_h}}\left(\frac{1-\beta_n}{1-\beta_w - m(\beta_n - \beta_w)}\right)^{\frac{1}{\sigma_h}}\right]^{-1}, \quad (П36)$$

$$\overline{h_w} = \left[\gamma_w + \gamma_n \left(\frac{\overline{C_n}}{\overline{C_w}}\right)^{\frac{\sigma_c}{\sigma_h}} \left(\frac{1-\beta_w - m(\beta_n - \beta_w)}{1-\beta_w}\right)^{\frac{1}{\sigma_h}}\right]^{-1}, \quad (П37)$$

$$\bar{q} = \left(\overline{h_n}\right)^{-\sigma_h} [(1-\xi)\overline{C_n}]^{-\sigma_c} \frac{1}{1-\beta_n}. \quad (П38)$$

Предположим, что в стационарной точке заработные платы группы домохозяйств в каждом из секторов оптимальны и выравниваются, однако между группами домохозяйств зарплаты различаются:

$$\overline{W_{J,N}} = \overline{W_{J,H}} = \overline{W_{J,k,opt}} = \overline{W_J}, \qquad j \subset \{n, w, p\}, k \subset \{N, H\} \quad (П39)$$

где:

$$\overline{W_{J,k,opt}} = \frac{\varphi_L}{\varphi_L - 1} \frac{1}{1-\tau} \frac{\overline{\Lambda_{L_J}}}{\overline{\Lambda_{C_J}}}, \qquad j \subset \{n, w, p\}, k \subset \{N, H\} \quad (П40)$$

где $\overline{\Lambda_{L_J}} = -\left(\overline{L_J}\right)^{\eta}$ для $j \subset \{n, w, p\}$.

Из-за выравнивания заработных плат домохозяйств в пределах группы средние секторальные заработные платы также выравниваются:

$$\overline{W_N} = \overline{W_H} = \overline{W}, \quad (П41)$$

где $\overline{W}$ – средняя по экономике заработная плата, а секторальные:

$$\overline{W_k}^{1-\mu} = \alpha_n \overline{W_n}^{1-\mu} + \alpha_w \overline{W_w}^{1-\mu} + \alpha_p \overline{W_p}^{1-\mu}. \qquad k \subset \{N, H\} \quad (П42)$$

Это также делает необходимым равенство в общей факторной производительности между секторами в стационарной точке. Учитывая, что $\overline{MC_N} = \overline{MC_H}$, а $\overline{W_N} = \overline{W_H}$ из уравнения предельных издержек в секторе следует, что:

$$\overline{A_N} = \overline{A_H} = \frac{\overline{W_k}}{\overline{MC_k}}. \qquad k \subset \{N, H\} \quad (П43)$$

Сбалансированность государственного бюджета требует:

$$\gamma_G \overline{Y} = \overline{T_0} + \overline{T_L}, \quad (П44)$$

где $\overline{T_L}$ – стационарный уровень агрегированных налогов на труд:

$$\overline{T_L} = \gamma_n \overline{T_{L_n}} + \gamma_w \overline{T_{L_w}} + \gamma_p \overline{T_{L_p}}, \quad (П45)$$

где $\overline{T_{L_J}}$ для $j \subset \{n, w, p\}$:

$$\overline{T_{L_J}} = \tau \overline{W_J} \overline{L_J}, \qquad j \subset \{n, w, p\} \quad (П46)$$

где величины трудовых доходов домохозяйств $\overline{W_J} \cdot \overline{L_J}$ можно выразить из их бюджетных ограничений с учетом того, что в стационарном состоянии в условиях отсутствия инвестиций $\overline{I_J} = \overline{C_J}$ для $j \subset \{n, w, p\}$:

$$\overline{W_p L_p} = \frac{\overline{C_p}}{1-\tau} + \frac{\overline{T_{0_p}}}{1-\tau}, \quad (П47)$$

где $\overline{T_{0_p}} = \gamma_{T_{0_p}} \cdot \overline{Y}$ – стационарный уровень трансфертов, составляющий $\gamma_{T_{0_p}}$ от стационарного уровня ВВП.

$$\overline{W_w L_w} = \frac{\overline{C_w}}{1-\tau} + m \frac{\bar{q} \cdot \overline{h_w} \cdot \bar{\imath}}{1-\tau} + \frac{\overline{T_{0_w}}}{1-\tau}, \quad (П48)$$

$$\overline{W_n L_n} = \frac{1}{1-\tau}\left[\overline{C_n} - m\bar{q}\overline{h_w}\bar{\imath}\frac{\gamma_w}{\gamma_n} + \overline{T_{0_n}} + \frac{\gamma_{b^*}}{\gamma_n}(\overline{\imath^*} + \overline{rp} + \overline{\imath^*}\overline{rp}) - \frac{\overline{Profit}}{\gamma_n}\right], \quad (П49)$$

где $\overline{Profit} = \frac{\overline{Y_N} + \overline{Y_H} + \overline{Y_F}}{\varphi}$.

Тогда, используя стационарные значения трудовых доходов, из условия сбалансированности государственного бюджета можно выразить стационарную величину аккордных налогов:

$$\overline{T_0} = (1-\tau)\gamma_G \overline{Y} - \tau\left[\overline{C} - \overline{Profit} + \gamma_{b^*}(\overline{\imath^*} + \overline{rp} + \overline{\imath^*}\overline{rp})\right]. \quad (П50)$$

В то же время из условия агрегирования $\overline{T_0}$ по домохозяйствам:

$$\overline{T_0} - \gamma_p \overline{T_{0_p}} = (\gamma_n \gamma_{T_{0_{nw}}} + \gamma_w)\overline{T_{0_w}}, \qquad (П51)$$

где $\overline{T_{0_p}} = \gamma_{T_{0_p}} \overline{Y}$, причем $\gamma_{T_{0_p}} < 0$.

Следовательно, стационарная величина аккордных налогов для д/х групп *n* и *w*:

$$\overline{T_{0_w}} = \frac{\overline{T_0} - \gamma_p \overline{T_{0_p}}}{\gamma_n \gamma_{T_{0_{nw}}} + \gamma_w}, \qquad (П52)$$

$$\overline{T_{0_n}} = \frac{1}{\gamma_n}\left[\overline{T_0} - \gamma_w \overline{T_{0_w}} - \gamma_p \overline{T_{0_p}}\right]. \qquad (П53)$$

Зная стационарные уровни трудовых доходов групп домохозяйств, а также их средние заработные платы, можно выразить часы труда:

$$\overline{L_n} = \left(\frac{\varphi_L - 1}{\varphi_L} \frac{\left[\overline{C_n} - m\bar{q}\overline{h_w}\bar{\iota}\frac{\gamma_w}{\gamma_n} + \overline{T_{0_n}} + \frac{\gamma_{b^*}}{\gamma_n}(\bar{\iota}^* + \overline{rp} + \bar{\iota}^*\overline{rp}) - \frac{\overline{Profit}}{\gamma_n}\right]}{[(1-\xi)\overline{C_n}]^{\sigma_C}}\right)^{\frac{1}{1+\eta}}, \qquad (П54)$$

$$\overline{L_w} = \left(\frac{\varphi_L - 1}{\varphi_L} \frac{\left[\overline{C_w} + m\bar{q}\overline{h_w}\bar{\iota} + \overline{T_{0_w}}\right]}{[(1-\xi)\overline{C_w}]^{\sigma_C}}\right)^{\frac{1}{1+\eta}}, \qquad (П55)$$

$$\overline{L_p} = \left(\frac{\varphi_L - 1}{\varphi_L} \frac{\left[\overline{C_p} + \overline{T_{0_p}}\right]}{[(1-\xi)\overline{C_p}]^{\sigma_C}}\right)^{\frac{1}{1+\eta}}. \qquad (П56)$$

С другой стороны, их можно выразить, исходя из суммарного спроса фирм секторов *k* на труд каждой из групп *j*:

$$\overline{L_j} = \overline{L_{j,N}} + \overline{L_{j,H}} = \frac{\alpha_j}{\gamma_j}\left[\frac{\overline{W_j}}{\overline{W}}\right]^{-\mu} \overline{L}, \qquad j \subset \{n, w, p\} \qquad (П57)$$

где $\overline{L} = \overline{L_N} + \overline{L_H}$ – совокупные часы труда в экономике;

$\overline{L_{j,k}}$ – стационарный уровень спроса на труд домохозяйства из группы *j* в секторе *k*:

$$\overline{L_{j,k}} = \frac{\alpha_j}{\gamma_j}\left[\frac{\overline{W_j}}{\overline{W}}\right]^{-\mu} \overline{L_k}, \qquad j \subset \{n, w, p\}, k \subset \{N, H\} \qquad (П58)$$

где α_j в процессе расчета стационарной точки считаются квазипеременными и находятся из соотношений суммарных спросов на труд различных групп домохозяйств, а также условия $\alpha_n + \alpha_w + \alpha_p = 1$:

$$\alpha_p = \frac{\gamma_p \overline{L_p}(\overline{W_p})^{\mu}}{\gamma_p \overline{L_p}(\overline{W_p})^{\mu} + \gamma_w \overline{L_w}(\overline{W_w})^{\mu} + \gamma_n \overline{L_n}(\overline{W_n})^{\mu}}, \qquad (П59)$$

$$\alpha_w = \frac{\gamma_w \overline{L_w}(\overline{W_w})^{\mu}}{\gamma_p \overline{L_p}(\overline{W_p})^{\mu} + \gamma_w \overline{L_w}(\overline{W_w})^{\mu} + \gamma_n \overline{L_n}(\overline{W_n})^{\mu}}, \qquad (П60)$$

$$\alpha_n = 1 - \alpha_p - \alpha_w. \qquad (П61)$$

При этом, исходя из равенства уровней заработных плат и общей факторной производительности между производственными секторами *k*, согласно производственной функции:

$$\overline{L_N} = \overline{L}\frac{\overline{Y_N}}{\overline{Y_N} + \overline{Y_H}}, \qquad (П62)$$

$$\overline{L_H} = \overline{L}\frac{\overline{Y_H}}{\overline{Y_N} + \overline{Y_H}}. \qquad (П63)$$

Определив общие часы труды в секторах, из производственной функции можно выразить уровни стационарной общей факторной производительности:

$$\overline{A_k} = \frac{\overline{Y_k}}{\overline{L_k}}. \qquad k \subset \{N, H\} \qquad (П64)$$

Для зарубежной экономики:

$$\overline{A^*} = \left[\frac{(\overline{Y^*})^{\sigma^*+\eta^*}}{\overline{MC^*}}\right]^{\frac{1}{1-\eta^*}}, \quad (П65)$$

$$\overline{Y^*} = \overline{C^*}. \quad (П66)$$

Комбинируя уравнения агрегированных трудовых доходов и спроса на труд группы домохозяйств:

$$\overline{W} = \overline{W_p}\left[\frac{1}{\alpha_p}\frac{\gamma_p\overline{L_p}\cdot\overline{W_p}}{\gamma_p\overline{L_pW_p}+\gamma_w\overline{L_w}\cdot\overline{W_w}+\gamma_n\overline{L_nW_n}}\right]^{\frac{1}{\mu-1}}, \quad (П67)$$

$$\overline{L} = \frac{\gamma_p\overline{L_pW_p}+\gamma_w\overline{L_wW_w}+\gamma_n\overline{L_nW_n}}{\overline{W}}. \quad (П68)$$

Вспомогательные переменные для ценообразования по Calvo (1983):

$$\overline{J_m} = \frac{1}{1-\beta_n\theta_m}\left[\overline{\Lambda_{C_n}Y_mMC_m}\right], \qquad m \subset \{N,H,F\} \quad (П69)$$

$$\overline{N_m} = \frac{1}{1-\beta_n\theta_m}\left[\overline{\Lambda_{C_n}Y_m}\right]. \qquad m \subset \{N,H,F\} \quad (П70)$$

Аналогично для зарубежной экономики:

$$\overline{J^*} = \frac{1}{1-\beta^*\theta^*}\left[\overline{\Lambda_C^*Y^*MC^*}\right], \quad (П71)$$

$$\overline{N^*} = \frac{1}{1-\beta^*\theta^*}\left[\overline{\Lambda_C^*Y^*}\right], \quad (П72)$$

где $\overline{\Lambda_C^*}$ – предельная полезность потребления для зарубежной экономики:

$$\overline{\Lambda_C^*} = [(1-\xi^*)\overline{C^*}]^{-\sigma^*}. \quad (П73)$$

Вспомогательные переменные для ценообразования по Calvo (1983) при установлении заработных плат:

$$\overline{J_{W,J,k}} = \frac{1}{1-\beta_j\theta_{Wj}}\left[-\overline{L_{J,k}}\left(\overline{W_J}\right)^{\varphi_L}\overline{\Lambda_{L_J}}\right], \quad j \subset \{n,w,p\}, k \subset \{N,H\} \quad (П74)$$

$$\overline{N_{W,J,k}} = \frac{1}{1-\beta_j\theta_{Wj}}\left[\overline{L_{J,k}}\left(\overline{W_J}\right)^{\varphi_L}\overline{\Lambda_{C_J}}\right], \quad j \subset \{n,w,p\}, k \subset \{N,H\} \quad (П75)$$

Показатели экономического неравенства:

$$\overline{Gini\ Income} = 1-\gamma_n-(1+\gamma_w)\frac{\overline{I_p}\gamma_p}{\overline{I}}-(1-\gamma_p)\frac{\overline{I_w}\gamma_w}{\overline{I}}, \quad (П76)$$

где стационарный уровень реальных располагаемых доходов $\overline{I_J} = \overline{C_J}$, а агрегированный уровень доходов:

$$\overline{I} = \gamma_n\overline{I_n}+\gamma_w\overline{I_w}+\gamma_p\overline{I_p}. \quad (П77)$$

$$\overline{Gini\ Cons} = 1-\gamma_n-(1+\gamma_w)\frac{\overline{C_p}\gamma_p}{\overline{C}}-(1-\gamma_p)\frac{\overline{C_w}\gamma_w}{\overline{C}}. \quad (П78)$$

Параметр реакции премии за риск на отклонение внешних заимствований ν выступает в качестве квазипеременной, откалиброванной на уровне $\nu = \gamma_\nu$.

У всех AR(1) процессов, отражающих влияние структурных шоков, стационарные значения $\overline{u_\beta}$, $\overline{u_{c_J}}$, $\overline{u_{Wt}}$, $\overline{u_{rp,t}}$, $\overline{u_{\beta^*,t}}$ для $j \subset \{n,w,p\}$ и $j' \subset \{n,w\}$ считаются равными единице.

Калибровка параметров для расчета стационарной точки

В таблице П1 приведена калибровка параметров, которые слабо идентифицируются на высокочастотных данных и связаны с расчетом стационарной точки.

Отношение потребления групп $\gamma_{Cn/w}$ и $\gamma_{Cw/p}$ рассчитано на основе величин среднего реального потребления на члена домашнего хозяйства для каждой из трех групп. Доля расходов на государственные закупки в ВВП γ_G находится как среднее на основе данных Росстата по ВВП и Федерального казначейства по бюджету расширенного правительства за 2014–2021 гг., при этом в расходы не включаются затраты, которые мы ассоциируем с трансфертами («Социальное обеспечение населения» и «Защита семьи и детства»). Подразумевается, что эти трансферты представляют собой непосредственные стимулирующие выплаты малоимущим и социально уязвимым слоям населения. Доля этих трансфертов в ВВП $\gamma_{T_{0_p}}$ рассчитана на аналогичных данных. Она имеет отрицательный знак, потому что в модель вводится в качестве аккордных налогов для д/х группы *p*. Параметр соотношения аккордных налогов между д/х групп *n* и *w* $\gamma_{T_{0_{nw}}}$ выбран таким образом, чтобы их в основном оплачивала первая группа (аналог налога на богатство, для группы *n* не вносит существенного искажения в динамику потребления).

Отношение величины внешних заимствований к среднеквартальному экспорту γ_{b^*} рассчитывается на основе статистики внешнего сектора Банка России за 2014–2021 годы. В качестве величины внешних заимствований выступает сумма частного внешнего государственного долга и Международной инвестиционной позиции за вычетом золотовалютных резервов. Параметр реакции премии за риск на отклонения внешних заимствований от их стационарного уровня γ_ν фиксируется на уровне 0,011. Значение рассчитано на основе аналогичного показателя для отклонения от стационарного отношения иностранных заимствований к ВВП из работы Шульгин (2014): оно корректируется на долю экспорта в ВВП (за 2014–2021 гг. в среднем 0,279) и на отношение внешних заимствований к среднеквартальному экспорту γ_{b^*}.

Таблица П1

Калибровка констант, необходимых для расчета стационарной точки

Наименование показателя	**Расчет и значение**	**Пояснение**
Отношение потребления групп	$\gamma_{Cn/w} \equiv \frac{\overline{C_n}}{\overline{C_w}} = 1{,}09$ $\gamma_{Cw/p} \equiv \frac{\overline{C_w}}{\overline{C_p}} = 1{,}19$	Оценка авторов
Доля расходов на государственные закупки в ВВП	$\gamma_G \equiv \frac{\overline{G}}{\overline{Y}} = 0{,}32$	Оценка авторов
Доля трансфертов в ВВП	$\gamma_{T_{0_p}} \equiv \frac{\overline{T_{0_p}}}{\overline{Y}} = -0{,}033$	Оценка авторов
Соотношение аккордных налогов между д/х групп *n* и *w*	$\gamma_{T_{0_{nw}}} \equiv \frac{\overline{T_{0_n}}}{\overline{T_{0_w}}} \to +\infty$	Параметр выбран так, чтобы аккордные налоги оплачивала только группа *n*

Отношение величины внешних заимствований к экспорту	$\gamma_{b^*} = 5{,}06$	Оценка авторов
Параметр реакции премии за риск на отклонения внешних заимствований от их стационарного уровня	$\nu = \gamma_\nu = 0{,}011$	Оценка авторов на основе Новак, Шульгин (2020).

Источник: составлено авторами.

Расчет потребления домохозяйств

После распределения домохозяйств по группам необходимо рассчитать соотношение их потребления. В качестве номинального потребления c_t^{nom} домохозяйства i используется сумма расходов на потребление по товарам и услугам текущего и длительного пользования:

$$c_i^{nom} = \left(c_i^{month} + c_i^{quater}/3\right)/n_i,$$

где c_i^{month} – сумма расходов на потребление за последние 30 дней;

c_i^{quater} – сумма расходов на потребление за последние три месяца;

n_i – количество членов домохозяйства i.

Текущее потребление определяется как сумма расходов на товары недлительного пользования и услуги в расчете на одного члена домашнего хозяйства. Есть несколько подходов к определению таких товаров (Jacobs and Wang, 2004; Grishchenko and Rossi, 2012; Khvostova et al., 2014).

В данной работе потребление суммируется по таким статьям, как продукты питания, алкогольные напитки, табачные изделия, коммунальные услуги, одежда, общественный транспорт, топливо, предметы личной гигиены, развлечения, образование, услуги связи и медицинские услуги. RLMS-HSE предполагает вопросы относительно потребления за последнюю неделю (продукты питания, алкогольные напитки и т.п.) или месяц (различные услуги, топливо и т.п.). На основе предположения, что потребление не меняется внутри месяца, недельное потребление приводится к потреблению за месяц. Часть вопросов (расходы на одежду) касается квартального потребления, которое также приводится к ежемесячному потреблению.

Для части наблюдений текущее потребление домохозяйств оказывается выше их доходов. При этом в качестве показателя дохода домохозяйства использовался ответ на вопрос *f14: «*Скажите, пожалуйста, каким был денежный доход всей Вашей семьи в течение последних 30 дней? Включите сюда все денежные поступления всех членов семьи: заработную плату, пенсии, стипендии, любые другие денежные поступления, в том числе и в валюте, но валюту переведите в рубли*». Данный феномен отчасти можно объяснить либо тем, что домохозяйства берут кредиты, либо тем, что индивиды склонны занижать свои доходы и в то же время завышать потребление (Lukiyanova, Oshchepkov, 2012; Мурашов, Ратникова, 2016). По этой причине большая часть таких наблюдений остается в выборке и исключаются только те наблюдения, в которых потребление превышает доход более чем в два раза.

Потребление товаров длительного пользования включает культтовары, мобильные телефоны, бытовую технику, стройматериалы, медицинские и туристические услуги, а также другие позиции, подробнее перечисленные далее.

Товары текущего потребления

Потребление товаров за месяц – сумма расходов на потребление нижеперечисленных товаров/услуг за месяц.

	Расходы	Код в опроснике RLMS-HSE	Период
Питание			
1	Вспомните, сколько примерно денег все члены Вашей семьи израсходовали на питание дома и вне дома в течение последних 30 дней?	*e4	Последние 30 дней
Прочие товары и услуги			
2	Услуги ателье, мастерских или частных лиц	*e9*b	Последние 30 дней
3	Моющие и чистящие средства (например, мыло, стиральный порошок)	*e13.32b	Последние 30 дней
4	Товары личной гигиены (например, шампунь, зубная паста, туалетная бумага, гигиенические салфетки, подгузники и т.д.)	*e13.33b	Последние 30 дней
5	Косметика и парфюмерия	*e13.34b	Последние 30 дней
6	Топливо для заправки автотранспорта, двигателей, генераторов	*e8.1b	Последние 30 дней
7	Дрова, уголь, торф, керосин	*e8.2b	Последние 30 дней
8	Баллонный газ	*e8.3b	Последние 30 дней
9	Коммунальные платежи	*e11b	Последние 30 дней
10	Обучение, культурные мероприятия, лекарства, прочие услуги	e13.1b e13.21b e13.3*b e13.4b e13.6b e13.9b e13.11b e13.12b e13.13b	Последние 30 дней
Одежда и обувь			
11	Одежда и обувь для детей	*e6.1b	Последние 3 месяца
12	Одежда и обувь для взрослых	*e6.2 b	Последние 3 месяца

Источник: RLMS-HSE.

Товары длительного пользования

	Расходы	Код в опроснике RLMS-HSE	Период
1	Культтовары: телевизор, магнитофон, видео, музыкальные инструменты, компьютерная техника, фотоаппараты и т.д.	*e7.1.0	Последние 3 месяца
2	Мобильный телефон	*e7.1.1	Последние 3 месяца
3	Предметы домашней обстановки: мебель, ковры и другое	*e7.1.2	Последние 3 месяца
4	Бытовая техника: холодильник, стиральная машина, пылесос, швейная машина, утюг, кухонный комбайн и тому подобное	*e7.1.3	Последние 3 месяца
5	Строительные материалы, материалы для ремонта	*e7.1.7b	Последние 3 месяца
6	Книги, учебники, учебные пособия, канцтовары	*e7.1.9b	Последние 3 месяца
7	Спортинвентарь: велосипед, самокат, коньки	*e7.1.10b	Последние 3 месяца
8	Лечение, обследование, протезирование зубов, исключая покупку лекарств	*e13.22b *e13.23b *e13.24b	Последние 3 месяца
9	Туристические поездки, исключая расходы на транспорт	*e13.2b	Последние 3 месяца

Источник: RLMS-HSE.

Данные и детрендинг

Период: I квартала 2014 по IV квартал 2021 г. (32 квартала)

Таблица П2

Обозначение	Переменная	Источник	Пояснение
i_t	Ключевая ставка, %	Банк России	В квартальном выражении (годовая делится на 4), а также рассчитывается среднее значение за квартал
$P^*_{oil,t}$	Цена на нефть долл. США/баррель	Минфин России	Усредненная за квартал цена на нефть марки Urals
y^*_t	Зарубежный выпуск	МВФ	В качестве прокси используется ВВП стран G20 в постоянных ценах, сезонно сглаженный базисный индекс (I квартал 2010 = 1)
P^*_t	Индекс зарубежных цен	Бюро статистики труда, США	ИПЦ США в виде сезонно сглаженного базисного индекса (I квартал 2010 = 1)
i^*_t	Зарубежная ставка, %	ФРС США	Верхняя граница ставки по федеральным фондам (годовая делится на 4), а также рассчитывается среднее значение за квартал
y_t	ВВП РФ	Росстат	В постоянных ценах 2016 г.
$\frac{W_t}{P_t}$	Агрегированные реальные заработные платы	Росстат	Сезонно сглаженный базисный индекс (I квартал 2010 = 1)
g_t	Госрасходы РФ	Росстат	В постоянных ценах 2016 г.
tf_t	Государственные трансферты бедным слоям населения	Минфин	В постоянных ценах 2016 г.
S_t,	Номинальный обменный курс доллара США к рублю руб / долл. США	Банк России	
P_t	Индекс цен, %	Росстат	ИПЦ по всем товарам и услугам, рассчитывается значение к/к путем перемножения трех соответствующих сезонно сглаженных показателей инфляции м/м
$P_{N,t}$	Индекс цен неторгуемых благ, %	Росстат	ИПЦ только по услугам, рассчитывается значение к/к путем перемножения трех соответствующих сезонно сглаженных показателей инфляции м/м
n/w w/p	Ряды относительного потребления групп n и w, а также w и p	Росстат	За период 2014–2021 гг.

Источник: составлено авторами.

Во всех наблюдаемых рядах были выделены трендовый, сезонный и бизнес-цикл компоненты. Для этого использовался механизм детрендинга, аналогичный (Новак, Шульгин, 2020).

Переменные разделяются на три типа:

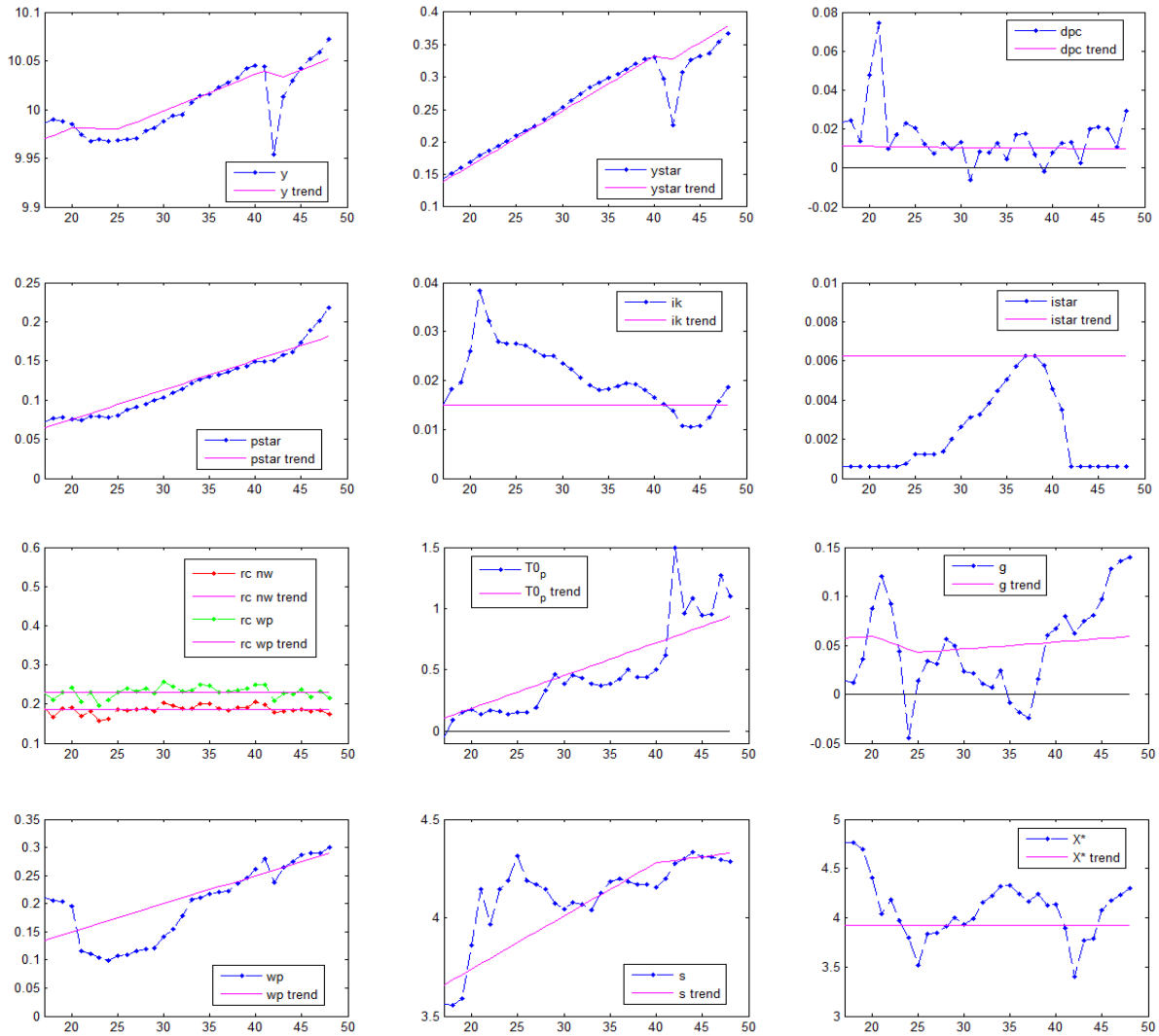
- для первого типа в трендовой компоненте выделяется только константа (ключевая ставка, номинальная цена на нефть, зарубежная ставка и зарубежная инфляция, относительные потребления групп *n/w* и *w/p*);

- у второго типа – константа и линейный тренд (ВВП России, госрасходы РФ, зарубежный выпуск, валютный курс, реальные заработные платы);

- у третьего (инфляция по ИПЦ и для неторгуемых благ) предполагается наличие гиперболического тренда с асимптотой, соответствующей таргету 4% в год.

Для всех рядов инфляции дополнительно использовались данные о сезонных компонентах[1]. Для некоторых рядов предполагаются изломы тренда.

Рисунок П1. Тренды в данных. Синие линии – данные. Сиреневые – тренды в данных (trend)

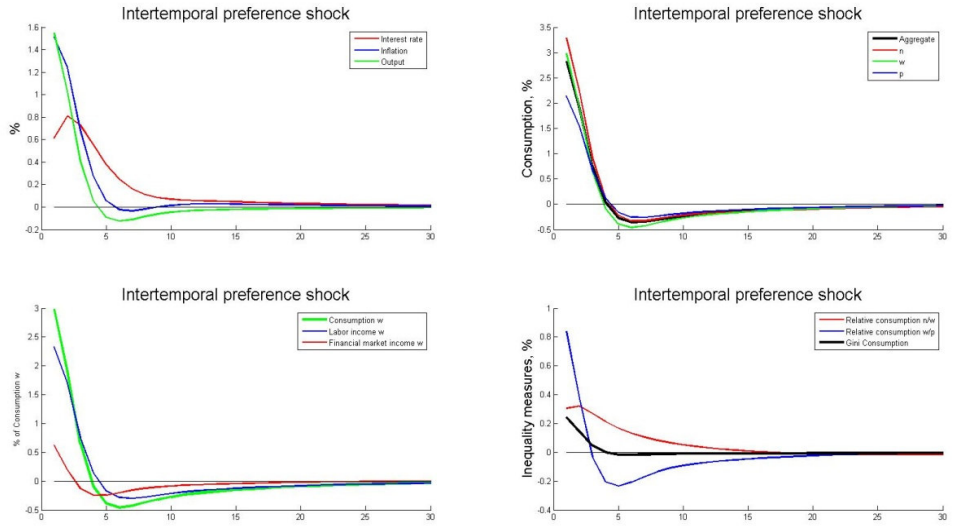


Примечание. По горизонтальной оси: начальная точка:17 = 1кв. 2014; конечная точка 48 = 4кв 2021.
Ряд 1: y – [логарифм] ВВП РФ; $ystar$ – [логарифм] зарубежный выпуск; dpc – инфляция по ИПЦ.
Ряд 2: $pstar$ – [логарифм] зарубежный индекс цен; ik – ключевая ставка; $istar$ – зарубежная процентная ставка.
Ряд 3: $rc\ nw$ – относительное потребление групп n/w; $rc\ wp$ – относительное потребление групп w/p; $T0_p$ – [логарифм] государственные трансферты группе p; g – [логарифм] госрасходы.
Ряд 4: wp – [логарифм] реальная зарплата; s – [логарифм] номинального курса доллара США; X^* – [логарифм] реальная цена на нефть

[1] Для остальных переменных сезонная компонента либо отсутствует, либо использовались данные, очищенные от сезонности (Росстат).

Функции импульсных откликов

Рисунок П2. Импульсный отклик переменных на шок межвременных предпочтений в одно стандартное отклонение



Примечание (рис. П9-П13). Верхний ряд: слева – ключевая ставка (Interest rate), инфляция по ИПЦ (Inflation), выпуск (Output); справа – потребление (Consumption) агрегированное (Aggregate), д/х групп n, w и p Нижний ряд: слева – потребление д/х группы w (Consumption w), доходы от труда (Labor income w) и доходы от финансового рынка (Financial market income w) в процентах от стационарного уровня потребления д/х группы w; справа – относительное потребление групп n/w (Relative consumption n/w), относительное потребление групп w/p (Relative consumption w/p), индекс Джини по потреблению без учета внутригрупповой дифференциации (Gini Consumption).

Рисунок П3. Импульсный отклик переменных на шок общей факторной производительности в одно стандартное отклонение

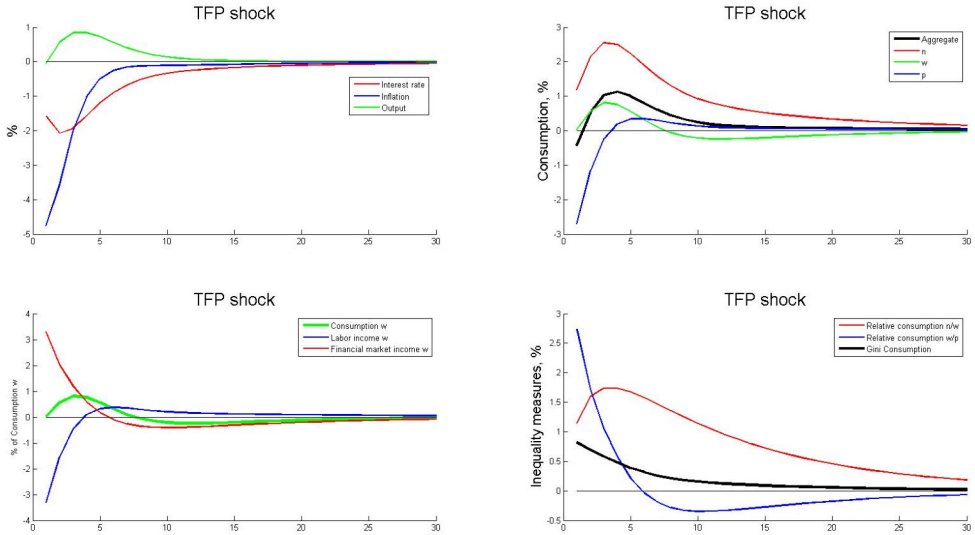


Рисунок П4. Импульсный отклик переменных на шок внешней премии (валютного курса) в одно стандартное отклонение

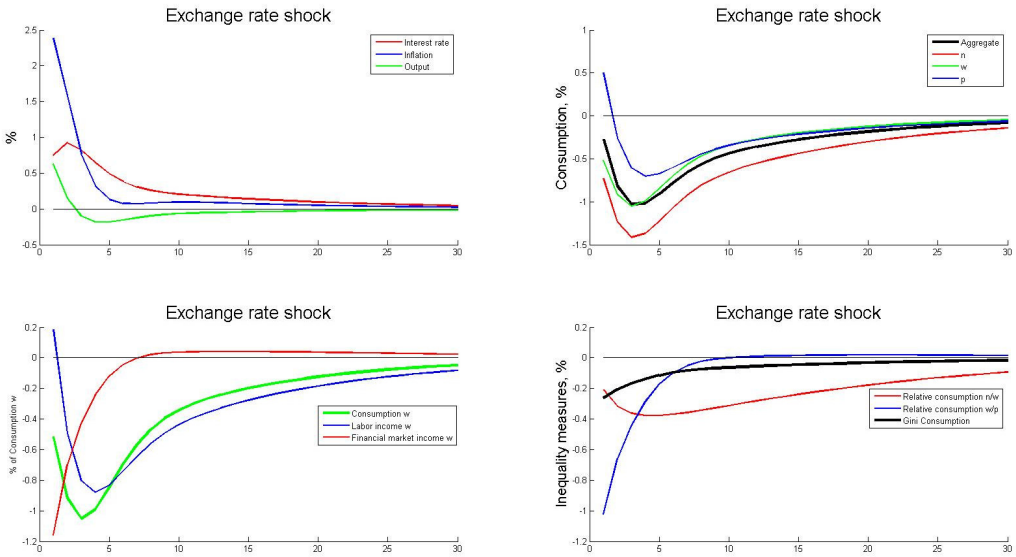


Рисунок П5. Импульсный отклик переменных на шок цены на нефть в одно стандартное отклонение

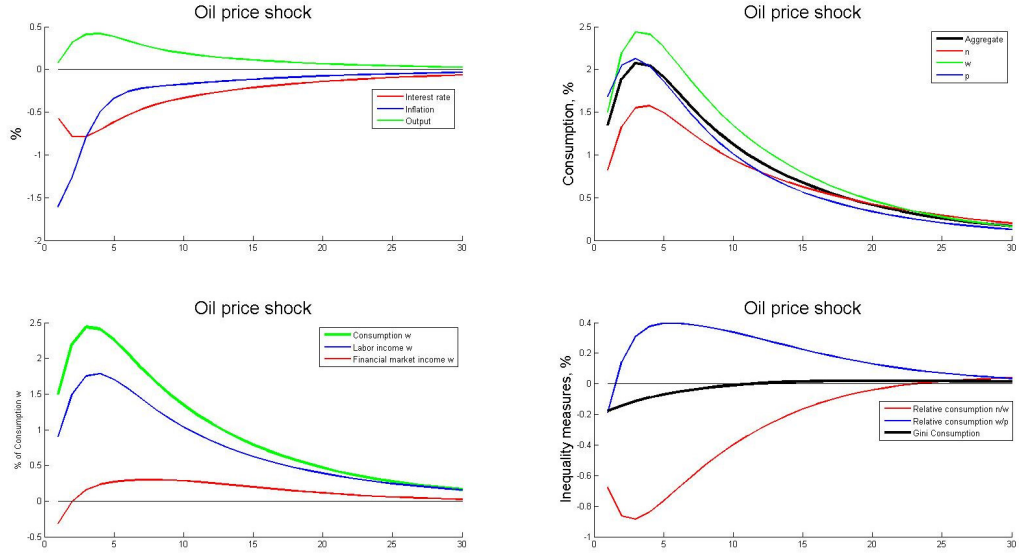
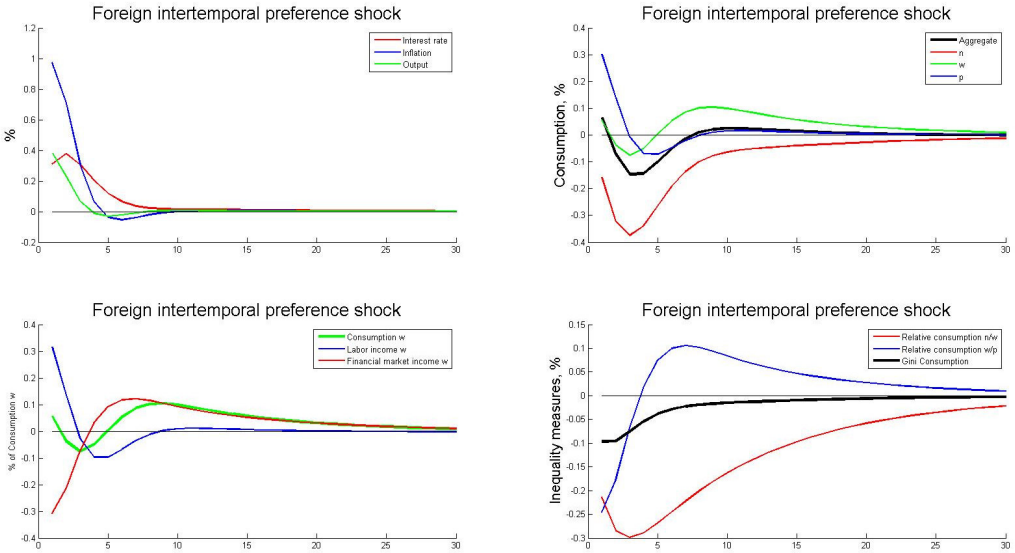


Рисунок П6. Импульсный отклик переменных на шок межвременных предпочтений за рубежом в одно стандартное отклонение



Декомпозиция переменных на шоки

Рисунок П7. Декомпозиция ключевой ставки на шоки

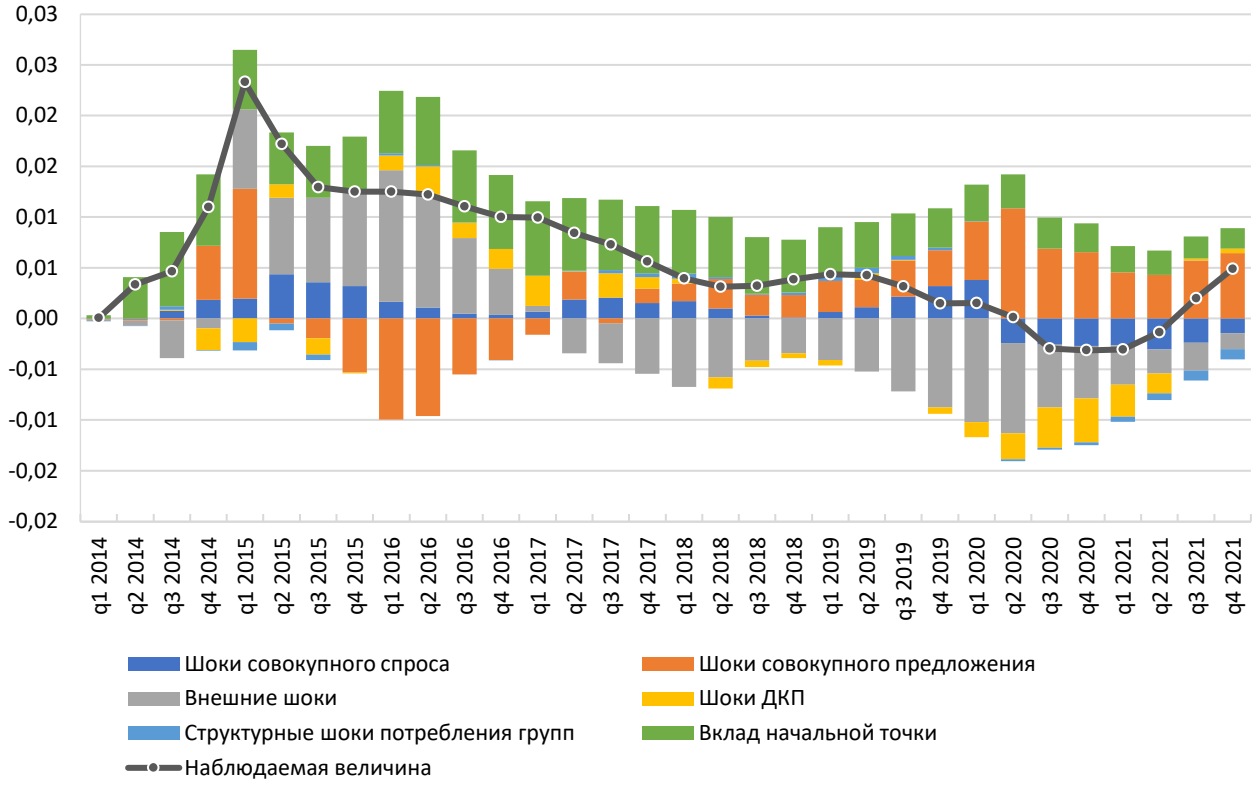


Рисунок П8. Декомпозиция выпуска на шоки

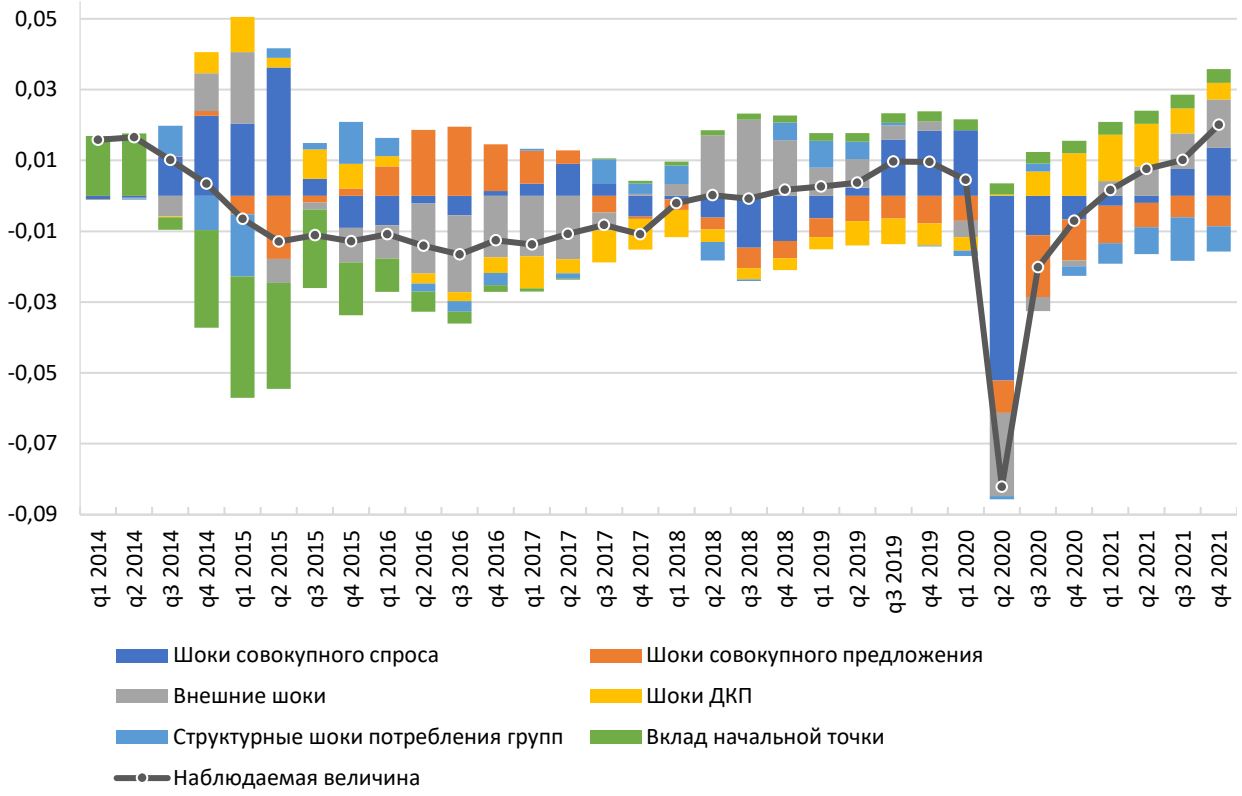


Рисунок П9. Декомпозиция индекса Джини (без учета внутригруппового неравенства) на шоки

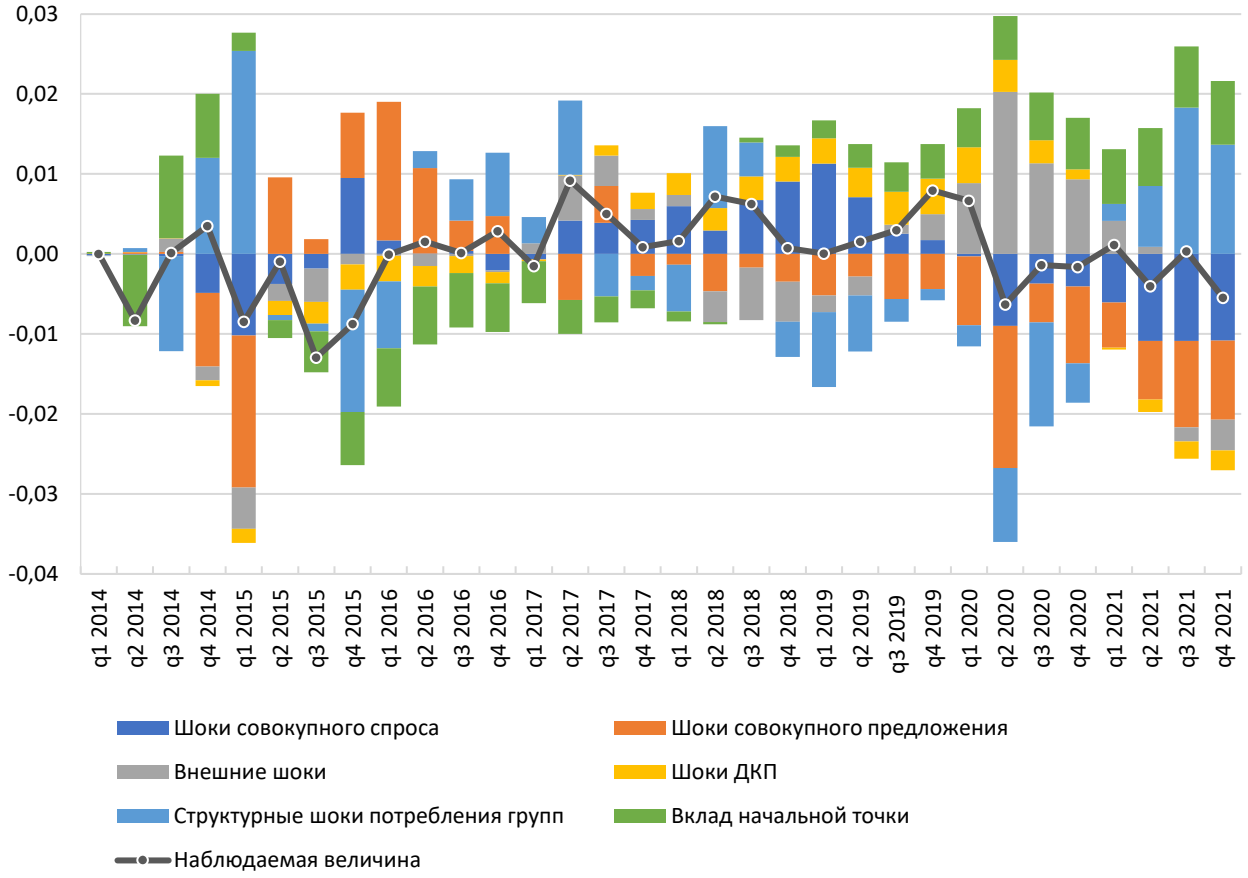


Рисунок П10. Декомпозиция инфляции на шоки

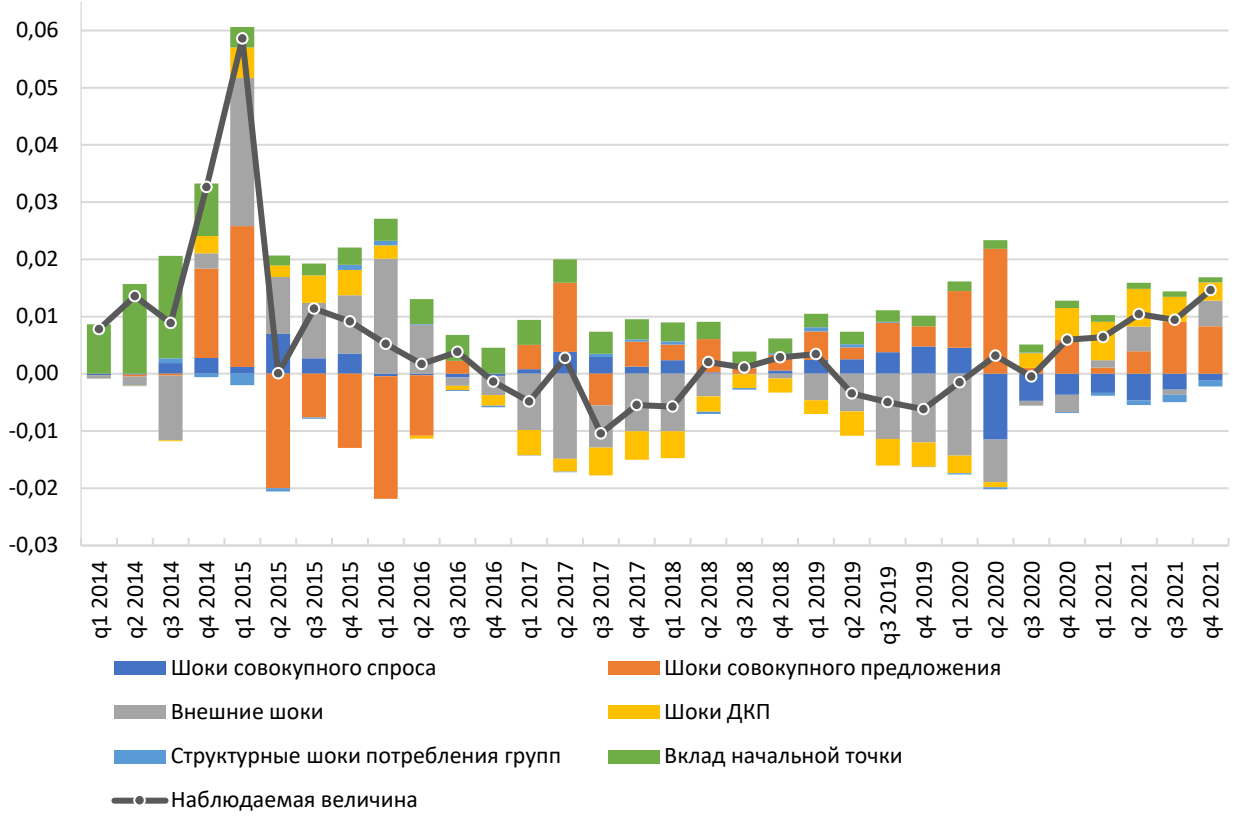


Рисунок П11. Декомпозиция относительного потребления n/w на шоки

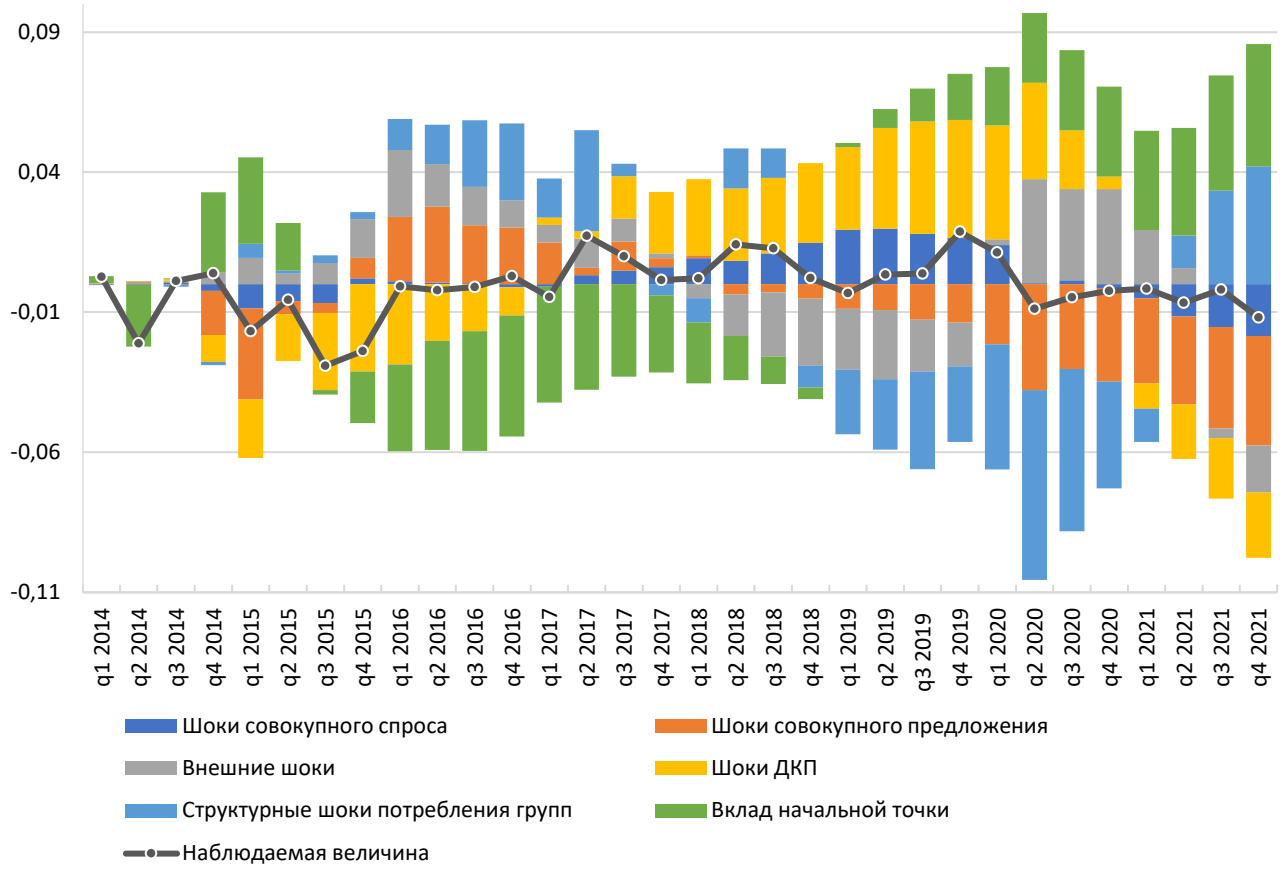
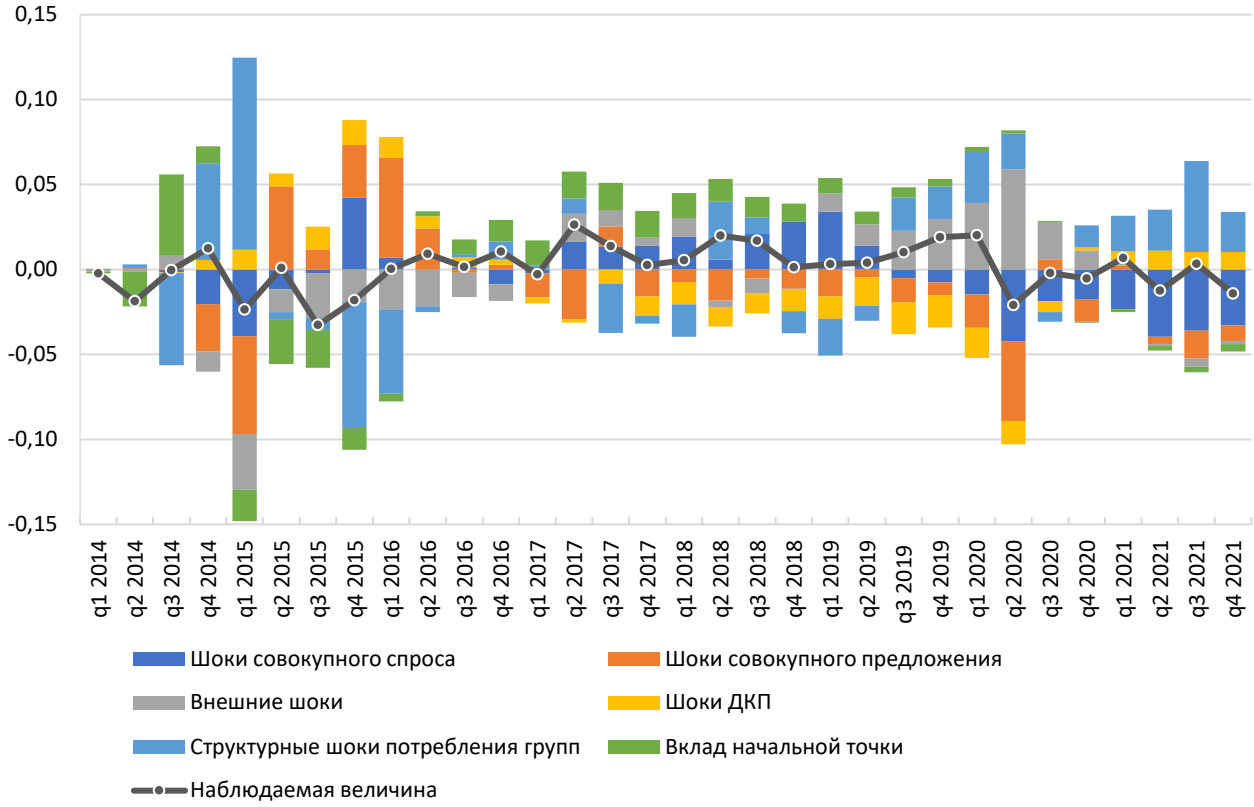


Рисунок П12. Декомпозиция относительного потребления w/p на шоки



Источник: расчеты авторов.

Альтернативный вариант байесовской оценки модели

Для анализа робастности мы оценили модель, сделав несколько изменений в предпосылках байесовской оценки. Во-первых, вместо наблюдаемого ВВП мы используем ряд агрегированного потребления (избавленный от сезонности и детерминистического тренда на основе данных Росстата по использованию ВВП). Во-вторых, мы оцениваем, а не калибруем параметр авторегрессии шоков реальных цен на нефть (априорное распределение $\rho_{x^*} \sim B(0.8; 0.02)$). В-третьих, оцениваем параметр инерционности ключевой ставки с априорным распределением $\rho_i \sim B(0.7; 0.02)$.

Результаты (см. табл. П3) оценки показали две основные вещи: (а) обе оцененные модели оказались близки друг другу; (б) базовая модель ведет себя чуть более адекватно. Близость моделей иллюстрируется тем, что практически все параметры альтернативного и базового вариантов оценки оказались очень близки. Исключение: эластичность замещения между отечественными и импортными торгуемыми благами δ^*, который оказался существенно выше для альтернативного варианта спецификации (2.27), чем для базового (1.3). Данный показатель помогает объяснять более значительную амплитуду колебаний исторического ряда потребления по сравнению с историческим рядом выпуска. По той же причине для альтернативного варианта оказалась выше оценка стандартного отклонения шока межвременных предпочтений ($\sigma_{\varepsilon_\beta} = 0.050$ для альтернативного против $\sigma_{\varepsilon_\beta} = 0.039$ для базового вариантов). На рис. П1 изображены IRF на шок ставки процента для двух спецификаций и данные отклики на ключевой шок модели оказывается очень близкой.

IRF на шок реальных цен на нефть (рис. П2) для двух альтернативных спецификаций различаются чуть сильнее. Здесь сильнее проявляются имеющиеся различия в реакции моделей на шоки внешнего сектора, которые связаны с разницей оценок δ^*. Базовая модель вызывает больше доверия из-за более традиционной положительной реакции выпуска на шок цен реальных на нефть.

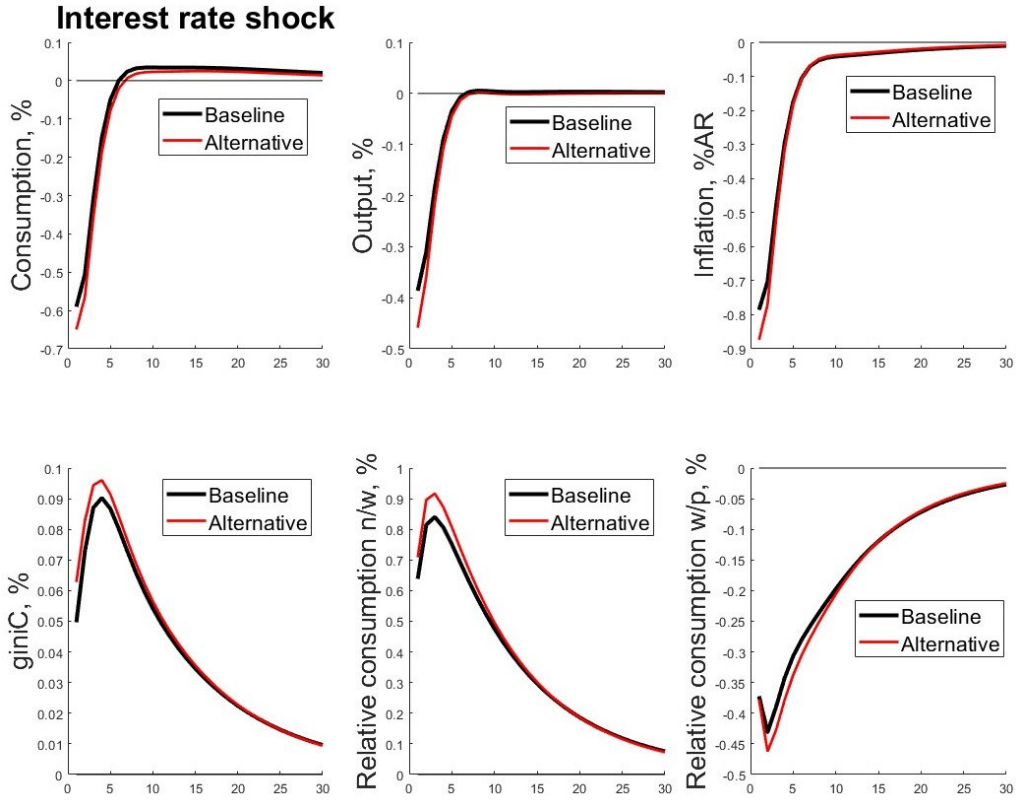
Таблица П3. Анализ робастности байесовской оценки

	Априорное распределение			Апостериорное распределение			
				Базовый		Альтертанивный	
Параметры	Тип	Ср.	Стд. откл.	Ср.	Стд. откл.	Ср.	Стд. откл.
σ_{ε_i}	U			0.0022	0.0004	0.0020	0.0003
σ_{ε_A}	U			0.0319	0.0053	0.0294	0.0046
$\sigma_{\varepsilon_\beta}$	U			0.0390	0.0074	0.0504	0.0087
$\sigma_{\varepsilon_{rp}}$	U			0.0246	0.0055	0.0249	0.0054
$\sigma_{\varepsilon_{x^*}}$	U			0.1750	0.0226	0.1748	0.0226
σ_{ε_W}	U			0.0365	0.0056	0.0351	0.0053
σ_{ε_G}	U			0.0287	0.0037	0.0288	0.0037
$\sigma_{\varepsilon_{i^*}}$	U			0.0028	0.0005	0.0028	0.0005
$\sigma_{\varepsilon_{\beta^*}}$	U			0.0240	0.0036	0.0238	0.0036
$\sigma_{\varepsilon_{A^*}}$	U			0.0509	0.0188	0.0438	0.0147
$\sigma_{\varepsilon_{T_p}}$	U			0.2479	0.0365	0.2243	0.0316
$\sigma_{\varepsilon_{Tu_p}}$	G	0.2	0.1	0.5514	0.0686	0.4363	0.0552
ν	B	0.05	0.02	0.046	0.016	0.052	0.015

ξ_x	B	0.04	0.02	0.029	0.012	0.038	0.012
k_π	N	2	0.2	1.856	0.152	1.872	0.155
k_y	N	0.05	0.01	0.051	0.010	0.049	0.010
ξ	B	0.4	0.05	0.422	0.049	0.415	0.046
θ_H	B	0.65	0.03	0.591	0.024	0.593	0.023
θ_N	B	0.65	0.03	0.627	0.025	0.625	0.024
θ_F	B	0.65	0.05	0.584	0.043	0.543	0.033
α	G	0.7	0.2	0.678	0.201	0.660	0.196
σ_h	G	3	0.5	2.064	0.364	2.183	0.391
η	G	1.1	0.2	0.843	0.156	0.770	0.141
χ	B	0.5	0.1	0.226	0.057	0.225	0.055
ρ_{rp}	B	0.5	0.1	0.518	0.084	0.535	0.079
ρ_G	B	0.7	0.1	0.770	0.075	0.741	0.075
ρ_{T_p}	B	0.5	0.1	0.189	0.054	0.256	0.064
ρ_A	B	0.5	0.1	0.715	0.074	0.767	0.059
ρ_W	B	0.5	0.1	0.445	0.111	0.470	0.082
ρ_β	B	0.5	0.1	0.389	0.101	0.277	0.078
ρ_i	B	0.7	0.02	-	-	0.737	0.017
ρ_{x^*}	B	0.8	0.02	-	-	0.796	0.019
k_π^*	N	1.5	0.2	1.117	0.196	1.141	0.195
k_y^*	N	0.2	0.02	0.199	0.019	0.198	0.019
δ^*	G	2	0.75	1.297	0.293	2.271	0.500
θ^*	B	0.75	0.05	0.774	0.029	0.756	0.027
ξ^*	B	0.4	0.05	0.378	0.047	0.376	0.047
η^*	G	0.5	0.25	0.246	0.143	0.226	0.134
$\sigma_{\varepsilon_{c_{nwp}}}$	G	0.02	0.01	0.012	0.002	0.012	0.002
$\gamma_{oil,p}$	B	0.2	0.05	0.205	0.046	0.217	0.044
$\gamma_{oil,w}$	B	0.3	0.05	0.289	0.050	0.292	0.050

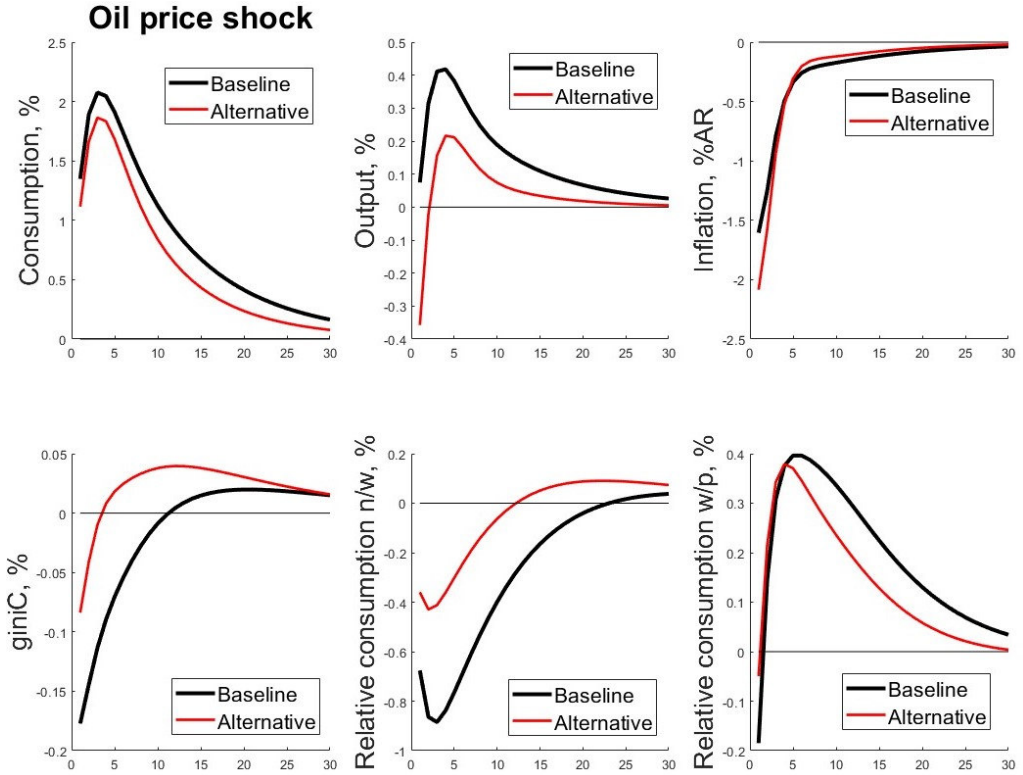
Источник: расчеты авторов.
Примечание: U – равномерное распределение; B – бета распределение; G – гамма распределение.

Рисунок П13. Функции импульсного отклика на шок ДКП в одно стандартное отклонение для базового (*'Baseline'*) и альтернативного (*'Alternative'*) вариантов оценки модели



Источник: расчеты авторов.

Рисунок П14. Функции импульсного отклика на шок реальной цены на нефть в одно стандартное отклонение для базового (*'Baseline'*) и альтернативного (*'Alternative'*) вариантов оценки модели



Источник: расчеты авторов.

Литература

Grishchenko O., Rossi M. (2012). The Role of Heterogeneity in Asset Pricing: The Effect of a Clustering Approach // Journal of Business and Economic Statistics. 30(2), 297-311.

Jacobs K., Wang K. (2004). Idiosyncratic Consumption Risk and the Cross-Section of Asset Returns // Journal of Finance. 59(5), 2211-2252.

Khvostova I., Larin A., Novak A. (2016). Euler Equation with Habits and Measurement Errors: Estimates on Russian Micro Data // Panoeconomicus. 63(4), 395-409.

Lukiyanova A., Oshchepkov A. (2012). Income Mobility in Russia 2000-2005 // Economic Systems. 36, 46-64.

Мурашов Я., Ратникова Т. (2016). Неучтенные Доходы Российских Домашних Хозяйств // Вопросы Экономики. 5, 1-28.

Новак А., Шульгин А. Денежно-кредитная политика в экономике с региональной неоднородностью: подходы на основе агрегированной и региональной информации // Серия докладов об экономических исследованиях. Центральный банк Российской Федерации, 2020.

Шульгин А. Байесовская оценка DSGE-модели с двумя правилами монетарной политики для России: препринт WP12/2014/01, 2014