

Для цитирования: Серков Л. А. Межрегиональный инфляционный дифференциал как следствие неоднородности российского экономического пространства // Экономика региона. — 2020. — Т. 16, вып. 1. — С. 325-339

<https://doi.org/10.17059/2020-1-24>

УДК 332.012.2+332.1

JEL: E17, E52, E61

Л. А. Серков

Институт экономики УрО РАН (Екатеринбург, Российская Федерация; e-mail: dsge2012@mail.ru)

МЕЖРЕГИОНАЛЬНЫЙ ИНФЛЯЦИОННЫЙ ДИФФЕРЕНЦИАЛ КАК СЛЕДСТВИЕ НЕОДНОРОДНОСТИ РОССИЙСКОГО ЭКОНОМИЧЕСКОГО ПРОСТРАНСТВА¹

Необходимость устойчивого пространственного развития регионов предопределяет актуальность анализа причин региональной дифференциации темпов роста потребительских цен для разработки соответствующей политики на федеральном и региональном уровнях. Поэтому целью предлагаемой публикации является анализ влияния различных шоков спроса и предложения в секторах торгуемых и неторгуемых товаров и несовершенств рынка труда на различия темпов роста цен в российских регионах. В качестве регионов выступают Свердловская область и остальные регионы Российской Федерации (РФ). Решение поставленной задачи осуществляется на основе региональной модели общего равновесия, параметры которой оцениваются посредством байесовской эконометрики на статистических данных экономик Свердловской области, остальных регионов и РФ. Рассматриваются два вида моделей — с гибкими и жесткими заработными платами, отражающими совершенный и несовершенный рынок труда. Влияние шоков спроса и предложения в секторах торгуемых и неторгуемых товаров на различия темпов роста цен в исследуемых регионах проанализировано с помощью функций импульсного отклика и декомпозиций дисперсий эндогенных переменных. Главный вывод работы заключается в утверждении, что основной вклад в дифференциацию темпов роста потребительских цен между регионами вносят технологические шоки (шоки производительности) в секторе неторгуемых товаров. Вклад шоков производительности в секторе торгуемых товаров в инфляционный дифференциал незначителен, особенно при совершенной мобильности трудовых ресурсов. Несовершенства рынка труда приводят к возрастанию дифференциации темпов роста потребительских цен между регионами. Причем этот процесс более ярко выражен в Свердловской области и характерен как для сектора торгуемых, так и неторгуемых товаров и услуг. Показано отсутствие эффекта Балассы — Самуэльсона на региональном уровне. Полученные результаты могут использоваться при разработке эффективной политики устойчивого пространственного развития регионов.

Ключевые слова: инфляция, инфляционный дифференциал, динамические стохастические модели, шоки спроса и предложения, торгуемые и неторгуемые товары, метод Байеса, функции импульсного отклика, гибкие и жесткие заработные платы, декомпозиция дисперсий, эффект Балассы — Самуэльсона

Введение

Характерной особенностью экономики Российской Федерации является высокая степень региональной неоднородности, которая проявляется, в частности, уровне развития отдельных регионов и в структуре их экономики. Вследствие этого в российских регионах значительно различаются цены как отдельных товаров, так и всей потребительской корзины в целом. Но в российских регионах помимо различий в потребительских ценах наблюдается также различие в темпах их роста, то есть различие в уровнях инфляции (инфляционный

дифференциал). Так, согласно статистическим данным², темп роста потребительских цен в большинстве регионов Поволжья и Сибири в 2017 г. был ниже, чем в других регионах.

Региональная дифференциация темпов роста цен приводит к различию макроэкономической стабильности регионов и, как следствие, к различию уровня жизни населения в этих регионах. Между тем, необходимость устойчивого пространственного развития регионов предопределяет актуальность анализа

² Федеральная служба государственной статистики. Национальные счета [Электронный ресурс]. URL: http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/accounts/# (дата обращения: 05.08.2019).

¹ © Серков Л. А. Текст. 2020.

причин региональной дифференциации темпов роста цен для разработки соответствующей политики на федеральном и региональном уровнях.

Одной из главных причин дифференциации региональной инфляции является различная структура региональных экономик, проявляющаяся, в частности, в соотношении секторов торгуемых и неторгуемых товаров и услуг, в различной зависимости экономики российских регионов от внешнего и внутрироссийского экспорта и импорта. Следствием этого может быть различная реакция цен конечных товаров и услуг на изменение как общих для всех регионов, так и индивидуальных для каждого субъекта внешних и внутренних факторов: шоков условий торговли, технологических шоков в секторах торгуемых и неторгуемых товаров, шоков спроса региональных расходов в указанных секторах.

Между тем в российской эмпирической литературе отсутствуют публикации по влиянию структуры региональных экономик на дифференциацию региональной инфляции. Среди российских публикаций по исследованию регионального инфляционного дифференциала можно выделить работы [1–3], в которых протестировано выполнение закона единой цены для отдельных товаров в российских регионах и выделены факторы, влияющие на различия региональных уровней цен (не темпов роста!) в субъектах Российской Федерации. Среди этих факторов — ожидаемая инфляция, номинальный валютный курс, ожидаемый, фактический и лагированный разрыв выпуска, шоки бюджетно-налоговой политики, шоки монетарной политики (они едины для всех регионов, однако реакция региональных экономик на один и тот же шок может быть разной в зависимости от структуры их экономики). В этих публикациях в качестве инструментария использовался пространственный регрессионный анализ.

Среди зарубежных публикаций по влиянию структуры региональных экономик на дифференциацию региональной инфляции можно выделить работу [4], в которой показано, что причиной инфляционного дифференциала между странами является различие влияния технологических шоков в секторе торгуемых товаров на темп роста потребительских цен (потребительская инфляция) в этих странах. Напротив, в публикации [5] доказывается, что технологические шоки в секторе неторгуемых товаров и услуг являются драйвером дифференциации темпов роста цен в исследуемых

страх. В указанных публикациях исследуемыми объектами были отдельные страны в Еврозоне, а инструментарием анализа являлись динамические стохастические модели общего равновесия (*DSGE*-модели). Эти модели являются мощным инструментом для разработки монетарной и фискальной политики. С помощью этих моделей можно анализировать структурные изменения в экономике и причинно-следственные связи между переменными. Поэтому данный инструментарий используется при исследовании национальных экономик во многих странах [6–8]. Кроме того, *DSGE*-модели включают в себя все отмеченные в публикациях [1, 2] факторы, влияющие на различия в уровнях цен.

Исходя из вышесказанного, исследование влияния структуры региональных экономик на дифференциацию инфляции в российских регионах является актуальным. Поэтому целью предлагаемой публикации является анализ влияния различных шоков спроса и предложения в секторах торгуемых и неторгуемых товаров и услуг на различия темпов роста цен в российских регионах. В качестве регионов выступает Свердловская область и оставшиеся субъекты Российской Федерации. Решение поставленной задачи осуществляется на основе региональной *DSGE*-модели, параметры которой оцениваются посредством байесовской эконометрики на статистических данных экономик Свердловской области, оставшихся регионов и РФ. В отличие от вышеописанных исследований в предлагаемой публикации анализируется также влияние гибкости и жесткости номинальной заработной платы на дифференциацию инфляции, так как несовершенство рынка труда является одним из важнейших факторов региональных ценовых различий.

Методология исследования и описание модели

Формализация региональной дифференциации темпов роста цен в данной публикации осуществляется в рамках двухсекторной неокейнсианской динамической стохастической модели (*DSGE*-модель). Составной частью модели являются домашние хозяйства, фирмы, региональное и федеральное правительство, Центробанк. В модели рассматриваются следующие типы фирм:

1. Производители торгуемых товаров (обработывающий сектор).
2. Производители неторгуемых товаров и услуг.

3. Импортёры (ввоз товаров из других регионов).

Реальный сектор экономики Свердловской области включает в себя также производителей сырьевых товаров (сектор добычи полезных ископаемых). Этот сектор в модели детально не описывается, так как, во-первых, доля этого сектора в общем объеме валового регионального продукта (ВРП) области мала (примерно 2,0 %), и, во-вторых, наличие этого сектора в экономике Свердловской области и остальных регионов будет учитываться в модели путем введения единого агрегированного структурного шока предложения, отражающего изменения объема выпуска в секторах торгуемых товаров всех регионов. В качестве базовой схемы описания предлагаемой модели используется описание двухстрановой модели в работе [9]¹. Параметризация модели осуществлялась на эмпирических данных экономики Свердловской области. Модель экономики Свердловской области ввиду малой доли валового регионального продукта по сравнению с ВВП РФ (примерно 2,4 %) может рассматриваться как модель малой открытой экономики.

Рассматриваемый регион² обменивается ресурсами с оставшейся частью РФ, взаимодействует с правительством и Центробанком РФ. Взаимодействие регионов с остальным миром и, соответственно, перенос обменного курса в модели не учитываются, так как, по мнению автора, подобная детализация не влияет на основные результаты работы³.

При исследовании применяется подход общего равновесия, заключающийся в условной оптимизации экономическими агентами своих целевых функций. Домохозяйства при этом выбирают предпочитаемые уровни потребления и досуга. Фирмы определяют предложение товаров и услуг, спрос на труд и использование прибыли при заданном технологическом ограничении. Инфляционный дифференциал между домашним регионом остальными регионами РФ определяется при анализе декомпозиции дисперсий эндогенных переменных модели.

Исследуемая двухсекторная модель является *DSGE*-моделью с рациональными ожиданиями экономических агентов [10–12]. Модель имеет неокейнсианские особенности, такие

как жесткие номинальные цены⁴ и заработные платы. В модели нет физического капитала и, соответственно, инвестиций, так как для целей исследования это не является существенным детерминантом. Единственным активом являются ценные бумаги (облигации). Предлагаемая модель разработана в соответствии с общими правилами построения *DSGE*-моделей⁵ [13–16].

Модель предполагает наличие двух регионов в РФ — Свердловская область (размер (доля региона в ВВП) равна s) и сторонние регионы (остальные регионы РФ) размером $(1 - s)$. Так как доли регионов в ВВП изменяются, параметр s определяется в модели эндогенным образом. Дифференциация товаров (бренд) торгуемого сектора описывается индексом $h \in [0, s]$ в домашнем регионе и индексом $f \in [s, 1]$ в сторонних регионах. Все регионы производят различные бренды торгуемого товара, являющиеся несовершенными заменителями друг друга. В свою очередь, ценовая дискриминация между товарами с одинаковым брендом между регионами отсутствует⁶. Дифференциация товаров и услуг неторгуемого сектора описывается индексом $n \in [0, s]$ в домашнем регионе и индексом $n^* \in [s, 1]$ в сторонних регионах⁷.

Домашние хозяйства. Континуальное множество репрезентативных домохозяйств домашнего региона индексом $j \in [0, 1]$ получает полезность от потребления конечного продукта и досуга. В каждом периоде времени t домохозяйства максимизируют с учетом дисконтирования ожидаемую интегрированную функцию полезности:

$$\max E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [C_{j,t}^{1-\sigma} / (1-\sigma) - L_{j,t}^{1+\phi} / (1+\phi)] \right\}, \quad (1)$$

где E_0 — оператор рациональных ожиданий (математическое ожидание переменной при условии доступной в периоде $t = 0$ информации); β — коэффициент дисконтирования ($0 < \beta < 1$); $L_{j,t}$ — количество отработанных ча-

¹ В отличие от нее в предлагаемую модель включены межбюджетные отношения регионов и федерального центра.

² В дальнейшем — домашний регион.

³ Обоснование этого утверждения дано в заключении публикации.

⁴ В публикации рассматривается также вариант модели с гибкой заработной платой и, соответственно, с совершенной мобильностью трудовых ресурсов.

⁵ К сожалению, ввиду ограниченного формата публикации детальное описание всех уравнений модели невозможно. Интересующие читателей подробности могут быть высланы по первому запросу.

⁶ Отсутствие ценовой дискриминации не влияет на общность результатов, так как целью работы является исследование причин инфляционного, а не ценового дифференциала между анализируемыми регионами.

⁷ В дальнейшем верхний индекс * относится к переменным для сторонних регионов.

сов $(L_{j,t} = L_{j,t}^T + L_{j,t}^N)^1$; $C_{j,t}$ — объем потребления композитного продукта, составленного из продукта, который производится в домашнем регионе, и продукта, импортируемого из остальных регионов; σ — параметр, обратный эластичности межвременного замещения потребления; φ — параметр, обратный эластичности предложения труда.

Агрегированный уровень (индекс) потребления определяется как CES — агрегат с постоянной эластичностью замещения ε , ($\varepsilon > 1$) между торгуемыми C_t^T и неторгуемыми товарами и услугами C_t^N :

$$C_t = [\gamma^{1/\varepsilon} C_t^{T(\varepsilon-1)/\varepsilon} + (1-\gamma)^{1/\varepsilon} C_t^{N(\varepsilon-1)/\varepsilon}]^{\varepsilon/(\varepsilon-1)}, \quad (2)$$

где γ — доля торгуемых товаров в общей корзине потребления домашнего региона. В свою очередь, уровень потребления торгуемых товаров определяется как CES — агрегат с постоянной эластичностью замещения ν , ($\nu > 1$) между торгуемыми товарами, производимыми в домашнем регионе C_t^H , и товарами, импортируемыми из других регионов C_t^F :

$$C_t^T = [\lambda^{1/\nu} C_t^{H(\nu-1)/\nu} + (1-\lambda)^{1/\nu} C_t^{F(\nu-1)/\nu}]^{\nu/(\nu-1)}, \quad (3)$$

где λ — доля торгуемых товаров, производимых в домашнем регионе, в общей корзине потребления торгуемых товаров. При этом уровни потребления C_t^H и C_t^F являются CES — агрегатами всего ассортимента товаров, производимых в домашнем регионе и импортируемых из сторонних регионов:

$$C_t^H = \left[(1/s)^{1/\sigma} \int_0^s c_t(h)^{(\sigma-1)/\sigma} dh \right]^{\sigma/(\sigma-1)},$$

$$C_t^F = \left[(1/s)^{1/\sigma} \int_0^s c_t(f)^{(\sigma-1)/\sigma} df \right]^{\sigma/(\sigma-1)}, \quad (4)$$

где σ — эластичность замещения между брендами товаров домашнего региона и между брендами импортируемых товаров; $c_t(h)$, $c_t(f)$ — функции спроса на отдельные бренды торгуемых товаров. Аналогично определяется уровень потребления неторгуемых товаров домашнего региона:

$$C_t^N = \left[(1/s)^{1/\sigma} \int_0^s c_t(n)^{(\sigma-1)/\sigma} dn \right]^{\sigma/(\sigma-1)}, \quad (5)$$

где $c_t(n)$ — функция спроса на отдельные бренды неторгуемых товаров и услуг.

Из условий максимизации уровней потребления (2) и (3) при ограничениях

$P_t^T C_t^T + P_t^N C_t^N = P_t C_t$ и $P_t^H C_t^H + P_t^F C_t^F = P_t^T C_t^T$ можно определить функции спроса:

$$C_t^H = \lambda \gamma \left(\frac{P_t^H}{P_t^T} \right)^{-\nu} \left(\frac{P_t^T}{P_t} \right)^{-\varepsilon} C_t,$$

$$C_t^F = (1-\lambda) \gamma \left(\frac{P_t^F}{P_t^T} \right)^{-\nu} \left(\frac{P_t^T}{P_t} \right)^{-\varepsilon} C_t,$$

$$C_t^N = (1-\gamma) \left(\frac{P_t^N}{P_t} \right)^{-\varepsilon} C_t. \quad (6)$$

Соответствующие функции спроса для сторонних регионов:

$$C_t^{H*} = \lambda^* \gamma^* \left(\frac{P_t^{H*}}{P_t^{T*}} \right)^{-\nu} \left(\frac{P_t^{T*}}{P_t^*} \right)^{-\varepsilon} C_t^*,$$

$$C_t^{F*} = (1-\lambda^*) \gamma^* \left(\frac{P_t^{F*}}{P_t^{T*}} \right)^{-\nu} \left(\frac{P_t^{T*}}{P_t^*} \right)^{-\varepsilon} C_t^*,$$

$$C_t^{N*} = (1-\gamma^*) \left(\frac{P_t^{N*}}{P_t^*} \right)^{-\varepsilon} C_t^*, \quad (7)$$

где γ^* — доля торгуемых товаров в общей корзине потребления сторонних регионов; λ^* — доля торгуемых товаров, производимых в сторонних регионах, в общей корзине потребления торгуемых товаров; C_t^* — совокупное потребление домашних хозяйств в оставшихся регионах РФ; C_t^{H*} — уровень потребления торгуемых товаров собственного производства в сторонних регионах; C_t^{F*} — совокупное потребление торгуемых товаров, производимых в домашнем регионе, в оставшейся части РФ; C_t^{N*} — совокупное потребление неторгуемых товаров в сторонних регионах. Ввиду отсутствия ценовой дискриминации $P_t^H = P_t^{H*}$, $P_t^F = P_t^{F*}$. Соответственно, количество отработанных часов отдельным домохозяйством в сторонних регионах $L_{j,t}^* = L_{j,t}^{T*} + L_{j,t}^{N*}$. Бюджетное ограничение для домохозяйств домашнего региона для модели с гибкой заработной платой

$$(1+\tau_{c,t})C_t + \frac{B_t}{(1+r_t)P_t} = \frac{B_{t-1}}{P_t} + \frac{(1-\tau_{h,t})W_t}{P_t}L_t + (1-\tau_{p,t})Pr_t, \quad (8)$$

где B_t — чистые долговые обязательства региона в номинальном выражении; r_t — номинальные процентные ставки по этим обязательствам; W_t — номинальная стоимость одного часа трудовых ресурсов; P_t — индекс потребительских цен в регионе; Pr_t — реальная прибыль фирм; $\tau_{c,t}$, $\tau_{h,t}$, $\tau_{p,t}$ — эффективные ставки²

¹ Верхний индекс T относится к торгуемым, а N — к неторгуемым товарам.

² Ставки, по которым реально собираются налоги. Именно они важны с экономической точки зрения.

искажающих налогов: налога на добавленную стоимость (косвенного налога на потребителя), налога с дохода физических лиц, налога и налога с прибыли соответственно.

Бюджетное ограничение для домохозяйств домашнего региона для модели с жесткой номинальной заработной платой

$$(1 + \tau_{c,t})C_t + \frac{B_t}{(1 + r_t)P_t} = \frac{B_{t-1}}{P_t} + \sum_{i=T,N} \left(\frac{(1 - \tau_{h,t})W_{i,t}}{P_t} L_{i,t} + (1 - \tau_{p,t})Pr_t \right), \quad (9)$$

где все переменные с индексом i относятся к переменным торгового (T) и неторгового сектора (N) экономики, $Pr_t = Pr_{T,t} + Pr_{N,t}$.

Аналогичную функциональную форму имеют бюджетные ограничения для домохозяйств оставшейся части РФ.

Задача оптимизации (1) решается путем применения условий первого порядка к функции Лагранжа, составленной из целевой функции (1) и ограничений (8) (для модели с гибкой заработной платой) и (9) (для модели с жесткой заработной платой)¹.

Из условий первого порядка для модели с гибкой заработной платой последняя определяется из уравнения предложения трудовых ресурсов $L_{j,t}^o = \mu_t (1 - \tau_{h,t}) W_{j,t}$, где μ_t — множитель Лагранжа, определяемый как $C_t^{-\sigma}$.

В модели с жесткой номинальной заработной платой домашние хозяйства являются монополистами на рынке предложения трудовых услуг и определяют желаемый уровень заработной платы. Предполагая жесткость заработной платы по типу Calvo [17], каждому домохозяйству разрешено на начало периода t с вероятностью $(1 - \phi_i^w)$ изменять желаемый уровень заработной платы $\tilde{W}_{i,j,t}$ ($i = T, N$). В случае отсутствия такой возможности новый уровень заработной платы индексируется с учетом региональной инфляции с вероятностью ϕ_i^w .

Аналогичные выводы справедливы и для определения заработной платы домашних хозяйств сторонних регионов РФ.

Сектор торгуемых товаров. Этот сектор представлен континуальным множеством репрезентативных фирм (фирмам присваивается индекс $h \in [0, 1]$). Фирмы этого сектора действуют в условиях несовершенной конкуренции. Объем выпуска продукции в этом секторе описывается функцией

$$Y_{H,h,t} = A_{T,t} L_{h,t}^T, \quad (10)$$

¹ В связи с ограниченным форматом публикации вид функции Лагранжа не приводится.

где $A_{T,t}$ является технологическим шоком и подчиняется уравнению

$$\log(A_{T,t}) = \rho_A^T \log(A_{T,t-1}) + \varepsilon_{T,t}^A + \varepsilon_t^Z, \\ \varepsilon_{T,t}^A \sim N(0, \sigma_A^2), \\ \varepsilon_t^Z \sim N(0, \sigma_Z^2), \quad (11)$$

где $\varepsilon_{T,t}^A$ — специфический для данного региона структурный шок (идиосинкратический), ε_t^Z — единый для всех регионов агрегированный структурный шок предложения, отражающий изменения объема выпуска в секторах торгуемых товаров, связанный с изменением цен на сырьевые товары, с изменением добычи полезных ископаемых в РФ и т. д.

Соответственно, для сторонних регионов объем выпуска продукции в секторе торгуемых товаров $Y_{H^*,h,t} = A_{T^*,t} L_{h,t}^{T^*}$, и

$$\log(A_{T^*,t}) = \rho_A^{T^*} \log(A_{T^*,t-1}) + \varepsilon_{T^*,t}^{A^*} + \varepsilon_t^Z. \quad (12)$$

Фирмы сектора торгуемых товаров имеют возможность самостоятельно изменять цены. Исследуемая модель предполагает номинальную жесткость цен по методу Calvo [17]. При этом каждой фирме разрешено на начало периода t с вероятностью $(1 - \phi_T^p)$ изменять уровень цен в секторе. В случае отсутствия такой возможности новый уровень цен индексируется² с учетом региональной инфляции с вероятностью ϕ_T^p . Оптимальная цена определяется в результате решения задачи условной оптимизации ожидаемого будущего потока прибыли

$$\tilde{P}_{h,t}^T = \arg \max_{\tilde{P}_{h,t}^T} E_t \left[\sum_{l=0}^{\infty} (\beta \phi_T^p)^l \Lambda_{t,t+l} \left(\tilde{P}_{h,t}^T / P_{t+l} - \zeta_{T,t+l} \right) Y_{H,h,t+l} \right] \quad (13)$$

при условии³ $Y_{H,h,t+l} = \left(\frac{\tilde{P}_{h,t}^T}{P_{t+l}} \right)^{-\theta} Y_{H,t+l}$. В уравнении минимальных доходов; $\zeta_{T,t}$ — реальные пре-

² Уровень цен для этих фирм в период $t + l$ $P_{h,t+l}^T = \pi^l \tilde{P}_{h,t}^T$, где π — стационарный уровень инфляции в домашнем регионе, $\tilde{P}_{h,t}^T$ — оптимальная цена, устанавливаемая первым типом фирм.

³ Выражение для функции спроса на продукцию сектора торгуемых товаров $Y_{H,h,t}$ получается из максимизации прибыли $P_t^T Y_{H,t} - \int_0^1 \tilde{P}_{h,t}^T Y_{H,h,t} dh$, при условии,

$$Y_{H,t} = \left(\int_0^1 Y_{H,h,t}^{(\theta-1)/\theta} dh \right)^{\theta/(\theta-1)}, \quad \text{то есть } Y_{H,t} \text{ является CES —}$$

агрегатом и θ — эластичность замещения между разновидностями продукции этого сектора.

дельные издержки фирм сектора торгуемых товаров. Предельные издержки фирм сектора торгуемых товаров определяются из решения статической задачи максимизации прибыли $\text{Pr}_{T,h,t+1} = P_{h,t+1}^T Y_{H,h,t+1} - W_{T,h,t+1} L_{T,h,t+1}$ при условии (10) и при этом $\zeta_{T,t} = W_{T,t} / P_{T,t}^T A_{T,t}$ (переменные без индекса h обозначают агрегированные значения). В результате оптимальная цена принимает вид

$$\tilde{P}_{h,t}^T / P_t = \frac{\theta}{\theta - 1} \times \quad (13)$$

$$\times \frac{E_t \left(\sum_{l=0}^{\infty} (\beta \phi_T^P)^l \Lambda_{t,t+l} \zeta_{T,t+l} \left(\pi^l \tilde{P}_{h,t}^T / \prod_{i=1}^l \pi_{t+i} \right)^{-\theta} Y_{H,t+l} \right)}{E_t \left(\sum_{l=0}^{\infty} (\beta \phi_T^P)^l \Lambda_{t,t+l} (\tilde{P}_{h,t}^T)^{-\theta} \left(\frac{\pi^l}{\prod_{i=1}^l \pi_{t+i}} \right) Y_{H,t+l} \right)}$$

Сектор неторгуемых товаров. Этот сектор также представлен континуальным множеством репрезентативных фирм ($n \in [0, 1]$). Производство в этом секторе моделируется аналогично производству в секторе торгуемых промышленных товаров за исключением того, что продукция сектора неторгуемых товаров не экспортируется в другие регионы. Объем выпуска в этом секторе описывается функцией

$$Y_{N,n,t} = A_{N,t} L_{N,n,t}, \quad (14)$$

где технологический фактор $\log(A_{N,t}) = \rho_A^N \times \log(A_{N,t-1}) + \varepsilon_{N,t}^A$. Для сторонних регионов, соответственно, объем выпуска в секторе неторгуемых товаров $Y_{N^*,n,t} = A_{N^*,t} L_{N^*,n,t}$ и $\log(A_{N^*,t}) = \rho_A^{N^*} \log(A_{N^*,t-1}) + \varepsilon_{N^*,t}^A$.

Аналогично фирмам сектора торгуемых товаров фирмы в секторе неторгуемых товаров действуют в условиях несовершенной конкуренции. Поэтому предполагается также номинальная жесткость цен в соответствии с подходом Calvo. Оптимальная цена $\tilde{P}_{n,t}^N$ в текущий момент времени определяется аналогично оптимальной цене в секторе торгуемых товаров.

Сектор импортируемых товаров. Фирмы ($f \in [0, 1]$) домашнего региона, импортирующие продукт, действуют в условиях несовершенного рынка (монополистической конкуренции). Эти фирмы приобретают продукты по цене $P_{F,\vartheta}^*$, устанавливают на них свой бренд и продают товары на домашнем рынке по цене $P_{F,f,t}$. При этом ценовая дискриминация отсутствует и $P_{F^*,f,t}^* = P_{F,f,\vartheta}$ каждый бренд этой продукции выступает в качестве несовершенного заменителя по отношению к другим брендам. Оптимальная цена в момент времени t , которую устанавливают фирмы-импортеры, определяется аналогично оптимальной цене про-

изводителей в секторах торгуемых и неторгуемых товаров. При этом номинальные предельные издержки импортеров равны $P_{F,t}^*$.

Региональное правительство. Реальный баланс бюджета регионального правительства с учетом того, что налог на добавленную стоимость полностью, а налог на прибыль частично поступают в федеральный бюджет, определяется как

$$G_t + \frac{B_{t-1}}{P_t} = \sum_{i=T,N} (\tau_{h,t} \frac{W_{i,t} L_{i,t}}{P_t}) + 0,85 \tau_{p,t} \text{Pr}_t + \frac{B_t}{(1+r_t)P_t}. \quad (16)$$

Кроме того, в ограничении (16) не учитываются межбюджетные федеральные и региональные трансферты.

Региональные расходы подчиняются следующему правилу¹:

$$\log\left(\frac{G_t}{G}\right) = \rho_g \left(\frac{G_{t-1}}{G}\right) + (1 - \rho_g) \mu_{gy} \log\left(\frac{Y_{t-1}}{Y}\right) + \varepsilon_{g,t} + \text{corr} - \varepsilon_{g,gc} \varepsilon_{gc,t},$$

$$\varepsilon_{g,t} \sim N(0, \sigma_g^2), \quad (17)$$

то есть рассматривается бюджетное правило с обратной связью между расходами и ВВП (Y_t). Значимость этой связи характеризуется коэффициентом μ_{gy} . Корреляция между шоками региональных и государственных расходов учитывается параметром $\text{corr} - \varepsilon_{g,gc}$. Переменные G , Y являются долгосрочными детерминированными значениями соответствующих эндогенных переменных. Кроме того, $G_t = (1 - \gamma)G_t^N + \gamma G_t^T$, то есть взвешенной сумме расходов в секторах торгуемых и неторгуемых товаров. При этом расходы в этих секторах изменяются как

$$\log\left(\frac{G_t^N}{G^N}\right) = \rho_{gN} \log\left(\frac{G_{t-1}^N}{G^N}\right) + \varepsilon_{gN,t},$$

$$\varepsilon_{gN,t} \sim N(0, \sigma_{gN}^2),$$

$$\log\left(\frac{G_t^T}{G^T}\right) = \rho_{gT} \log\left(\frac{G_{t-1}^T}{G^T}\right) + \varepsilon_{gT,t},$$

где $\varepsilon_{gT,t} \sim N(0, \sigma_{gT}^2)$. Аналогичную функциональную форму имеют уравнения для G_t^* , $G_t^{N^*}$, $G_t^{T^*}$.

Фискальные правила для эффективных налоговых ставок домашнего и сторонних регионов определяются аналогично (17), но с об-

¹ Кроме этого правила в модели рассматривалось правило с экзогенной зависимостью в виде AR(1) и правило с обратной связью между региональными расходами и долговыми обязательствами. Но модель с бюджетным правилом (17) наиболее адекватно отвечает эмпирическим данным.

ратной связью между ставками и отношением долговых обязательств федерального центра к ВВП.

Федеральное правительство и Центральный банк. Реальный баланс бюджета Правительства РФ определяется как

$$G_t^c + \frac{B_{t-1}^c}{P^c} = \tau_c(C_t + C_t^*) + \frac{B_t^c}{(1+r_t)P_t^c} + 0.15\tau_{p,t}\text{Пр}_t. \quad (18)$$

Бюджетное правило для федеральных расходов, анализируемое в модели имеет тот же вид, что и правило для региональных расходов (17).

На данный момент отсутствует единая точка зрения относительно монетарного правила ЦБ России [18]. В работе [19] монетарная политика Российского Центрального банка описывается посредством правила Тейлора [20] для процентной ставки. Поэтому в предлагаемой публикации для моделирования монетарной политики ЦБ используется именно это правило:

$$\log\left(\frac{R_t}{R}\right) = \omega_{rc} \log\left(\frac{R_{t-1}}{R}\right) + \left(\frac{1-\omega_r}{R}\right) \left[\omega_{\pi c} \log\left(\frac{\pi_t^c}{\pi}\right) + \omega_{yc} \left(\log\left(\frac{Y_t^c}{Y^c}\right) \right) \right] + \varepsilon_t^r,$$

где $\varepsilon_t^r \sim N(0, \sigma^2)$, $R_t = 1 + r_t$, ω_{rc} , $\omega_{\pi c}$, ω_{yc} — весовые коэффициенты в правиле Тейлора, π_t^c , Y_t^c — уровень инфляции и объем выпуска в российской экономике. Эти переменные являются экзогенными и изменяются в соответствии с авторегрессионными уравнениями $AR(1)$.

Общее равновесие. Идея общего равновесия заключается в том, что каждый из агентов в модели предлагает свой условный план величины спроса и предложения на продукты и ресурсы, который зависит от цен на эти продукты и ресурсы. В процессе взаимодействия агентов их планы согласовываются так, чтобы выполнялись включенные в модель материальные и финансовые системные балансовые соотношения. Таким образом, на рынке агрегированных продуктов

$$Y_{H,t} = C_t^H + C_t^{F*} + G_t^T, \quad (19)$$

$$Y_{N,t} = C_t^N + G_t^N. \quad (20)$$

Агрегированный реальный ВРП домашнего региона

$$Y_t = \frac{P_t^H}{P_t} Y_{H,t} + \frac{P_t^N}{P_t} Y_{N,t}. \quad (21)$$

Для сторонних регионов эти соотношения принимают вид

$$Y_{H^*,t} = C_t^{H^*} + C_t^{F^*} + G_t^{T^*}, \quad (22)$$

$$Y_{N^*,t} = C_t^{N^*} + G_t^{N^*}, \quad (23)$$

$$Y_t^* = \frac{P_t^{H^*}}{P_t^*} Y_{H^*,t} + \frac{P_t^{N^*}}{P_t^*} Y_{N^*,t}. \quad (24)$$

Индекс потребительских цен РФ определяется как взвешенное произведение с весами, равными размерам экономик взаимодействующих регионов

$$P_t^c = P_t^s (P_t^*)^{1-s}. \quad (25)$$

Потребительская инфляция в Свердловской области

$$\pi_t = \pi_{H,t}^{\gamma\lambda} \pi_{F,t}^{\gamma(1-\lambda)} \pi_{N,t}^{(1-\gamma)}, \quad (26)$$

где $\pi_t = P_t / P_{t-1}$, $\pi_{H,t} = P_t^H / P_{t-1}^H$, $\pi_{F,t} = P_t^F / P_{t-1}^F$, $\pi_{N,t} = P_t^N / P_{t-1}^N$.

Соответственно, потребительская инфляция в оставшейся части РФ

$$\pi_t^* = \pi_{H^*,t}^{\gamma\lambda^*} \pi_{F^*,t}^{\gamma(1-\lambda^*)} \pi_{N^*,t}^{(1-\gamma^*)}, \quad (27)$$

где $\pi_t^* = P_t^* / P_{t-1}^*$, $\pi_{N^*,t} = P_t^{N^*} / P_{t-1}^{N^*}$, $\pi_{F^*,t} = P_t^{F^*} / P_{t-1}^{F^*}$.

Решение и оценка параметров модели

Для того чтобы найти решение модели, мы вначале нормируем все номинальные переменные к внутреннему или внешнему уровню цен¹ и логлинеаризуем получившуюся нелинейную систему в окрестности нестохастического стационарного состояния. Реализация модели и нахождение решений осуществлялись в математическом пакете Matlab.

Оценка параметров модели осуществлялась с помощью Байесовской эконометрики [21, 22]. При этом использовались статистические данные для экономики Свердловской области и экономики РФ. Согласно теореме Байеса апостериорная функция $p(\vartheta | Y_T)$ плотности вероятности вектора параметров модели ϑ имеет вид

$$p(\vartheta | Y_T) = \frac{p(Y_T | \vartheta) \cdot p(\vartheta)}{p(Y_T)} = \frac{p(Y_t | \vartheta) \cdot p(\vartheta)}{\int p(Y_T | \vartheta) \cdot p(\vartheta) d\vartheta}, \quad (28)$$

где T — длина временного ряда, $p(Y_T | \vartheta)$ — функция правдоподобия; $p(\vartheta)$ — априорная функция плотности вероятности вектора параметров модели; Y_T — вектор наблюдаемых переменных. Функция $p(Y_T)$ — функция маргинального правдоподобия.

¹ Такая нормировка необходима для сравнения моделей с гибкими и жесткими заработными платами.

Параметризация исследуемой модели производилась на статистических данных экономики Свердловской области и РФ. При этом использовались временные ряды квартальных данных с 2006 г. по 2017 г. по следующим переменным:¹ валовой региональный продукт Свердловской области, валовой внутренний продукт РФ, валовой региональный продукт сторонних регионов, конечное потребление домашних хозяйств Свердловской области, конечное потребление домашних хозяйств сторонних регионов,² уровень общей инфляции в РФ, уровень общей инфляции в Свердловской области, уровень инфляции в секторе торгуемых товаров Свердловской области, уровень инфляции в секторе торгуемых товаров сторонних регионов. Для перевода годовых показателей, предоставляемых Росстатом, в квартальные использовался аппарат сплайн-интерполяции, позволяющий сгладить годовую статистику с последующей корректировкой промежуточных значений с помощью поправочных коэффициентов. Более подробно это описано в работе [23]. Сектор торгуемых товаров включал в себя сельскохозяйственное производство и различные отрасли обрабатывающей промышленности. Сектор неторгуемых товаров включал в себя производство и транспортировку электроэнергии, газа и воды, строительство, оптовую и розничную торговлю, транспорт и связь, финансы, страхование и недвижимость, государственное управление, образование и здравоохранение, социальные и другие услуги. Подобное разделение товаров основано на Стандартизированной промышленной классификации (SIC), принятой ООН и признаваемой в большинстве стран мира³. Из исследуемых временных рядов удалялась сезонная составляющая. После этого из логарифмированных временных рядов с помощью фильтра Ходрика — Прескотта удалялась трендовая составляющая. Циклические компоненты, полученные после этих трансформаций временных рядов, можно трактовать как отклонения переменных от долгосрочного равновесия.

¹ Источником данных являются официальные сайты Росстата и ЦБ.

² Все вышеперечисленные переменные представлены на душу населения в постоянных ценах первого квартала 2003 г.

³ Standard industrial classification of economic activities (SIC) [Электронный ресурс]. URL: https://www.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/527619/SIC07_CH_condensed_list_en.csv/preview (дата обращения: 05.08.2019).

Коэффициент дисконтирования, предельные ставки налогов и доли торгуемых товаров в общей корзине потребления исследуемых регионов принимали фиксированные значения. Оценка апостериорного распределения проводилась методом Монте-Карло по схеме марковских цепей (MCMC) [22]⁴. Оценка распределения показывает достаточно хорошую сходимость алгоритма к стационарному распределению выборки данных как для отдельных параметров, так и для многофакторной диагностики. Реализация алгоритма осуществлялась в математическом пакете Matlab.

Результаты исследования

Анализ функций импульсного отклика. На рисунках 1, 2 показано влияние одномоментных положительных технологических шоков⁵ предложения $\varepsilon_{T,t}^A$, $\varepsilon_{N,t}^A$ в секторах торгуемых и неторгуемых товаров Свердловской области на потребительскую инфляцию (pi) и инфляцию в секторе неторгуемых товаров (pi_N) домашнего региона, на потребительскую инфляцию (pi_st) и инфляцию в секторе неторгуемых товаров (piN_st) сторонних регионов. Затененные серым цветом области обеспечивают наивысшие интервалы апостериорной плотности (интервал наибольшей апостериорной плотности (HPDI)). Анализ поведения функций импульсного отклика свидетельствует об уменьшении инфляции при положительных технологических шоках в обоих секторах. Это относится как к потребительской инфляции, так и к инфляции в секторе неторгуемых товаров Свердловской области и к инфляции в оставшихся регионах РФ. При этом этот эффект более ярко выражен при воздействии технологического шока в секторе торгуемых товаров на потребительскую инфляцию по сравнению со спадом инфляций в секторе неторгуемых товаров (рис. 1). Это свидетельствует об уменьшении обеих компонент инфляции — инфляции в секторе торгуемых товаров и инфляции в секторе неторгуемых товаров и услуг. И наоборот, при воздействии технологического шока в секторе неторгуемых товаров спад инфляции в этом секторе более значителен по сравнению с уменьшением потребительской инфляции (рис. 2), то есть инфляция в секторе торгуемых товаров возрастает. Возможно, вследствие совершенной мобильности трудовых

⁴ Априорные распределения и апостериорные оценки параметров ввиду ограниченного формата публикации не приводятся.

⁵ Размер шока равен одному стандартному отклонению.

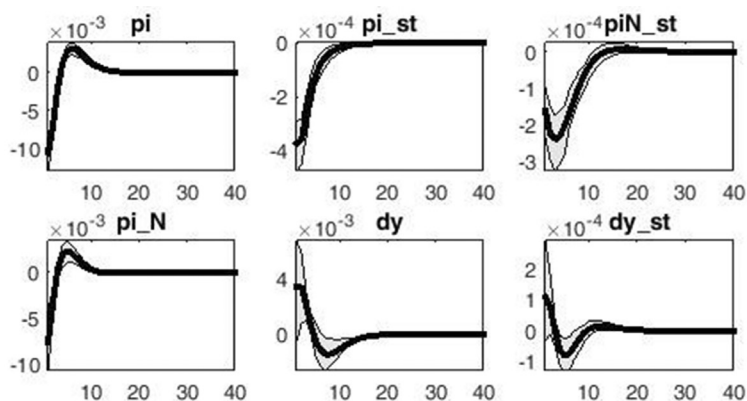


Рис. 1. Функции импульсного отклика потребительской инфляции (π_i), инфляции в секторе неторгуемых товаров (π_{i_N}) домашнего региона, потребительской инфляции (π_{i_st}) и инфляции в секторе неторгуемых товаров (π_{iN_st}) сторонних регионов, роста объема выпуска в Свердловской области (dy) и в оставшихся регионах (dy_st) на положительный одномоментный технологический шок $\varepsilon_{T,t}^A$ в секторе торгуемых товаров. Модель с гибкими заработными платами

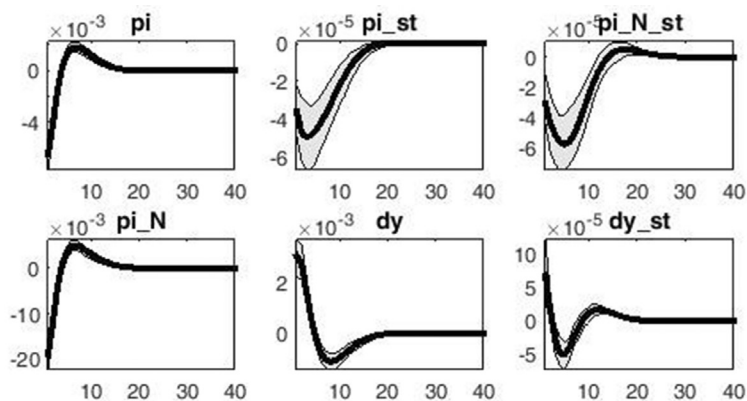


Рис. 2. Функции импульсного отклика на положительный одномоментный технологический шок $\varepsilon_{N,t}^A$ в секторе неторгуемых товаров. Обозначения переменных те же, что на рис. 1. Модель с гибкими заработными платами

ресурсов в секторе торгуемых товаров ощущается их недостаток, и производители торгуемых товаров вынуждены поднимать заработную плату и цены на свою продукцию. Данные, представленные на рисунках 1 и 2, демонстрируют, что эффект переноса изменения темпов роста цен в домашнем регионе на инфляцию в оставшихся регионах (π_{i_st} , π_{iN_st}) очень мал. Отметим, что аналогичная ситуация имеет место при влиянии одномоментных положительных технологических шоков предложения в секторах торгуемых и неторгуемых товаров сторонних регионов $\varepsilon_{T,t}^A$, $\varepsilon_{N,t}^A$ на потребительскую инфляцию (π_{i_st}) и инфляцию в секторе неторгуемых товаров (π_{iN_st}) сторонних регионов, а также на потребительскую инфляцию (π_i) и инфляцию в секторе неторгуемых товаров (π_{i_N}) Свердловской области¹.

Декомпозиция инфляционного дифференциала и дисперсий эндогенных переменных. На рисунке 3 показана декомпозиция инфляци-

онного дифференциала между Свердловской областью и оставшейся частью РФ в процентных отклонениях от стационарного детерминированного состояния для модели с гибкими заработными платами. На этом рисунке приведены фактические данные для разности темпа роста потребительских цен $\pi_t - \pi_t^*$ между Свердловской областью и оставшейся частью РФ (сплошная линия). Пунктирная линия показывает модельные значения сглаженных с помощью фильтра Калмана (при всех заданных наблюдениях) технологических шоков в секторах торгуемых и неторгуемых товаров. Точечная линия описывает модельные значения сглаженных технологических шоков только в секторе неторгуемых товаров. Модельные данные получены в результате симуляции модели с параметрами, равными среднему значению апостериорного распределения вектора оцениваемых параметров.

Из приведенных данных следует, что инфляционный дифференциал в модели с гибкими заработными платами объясняется преимущественно технологическими шоками в

¹ Ввиду ограниченного формата публикации эти результаты не приводятся.

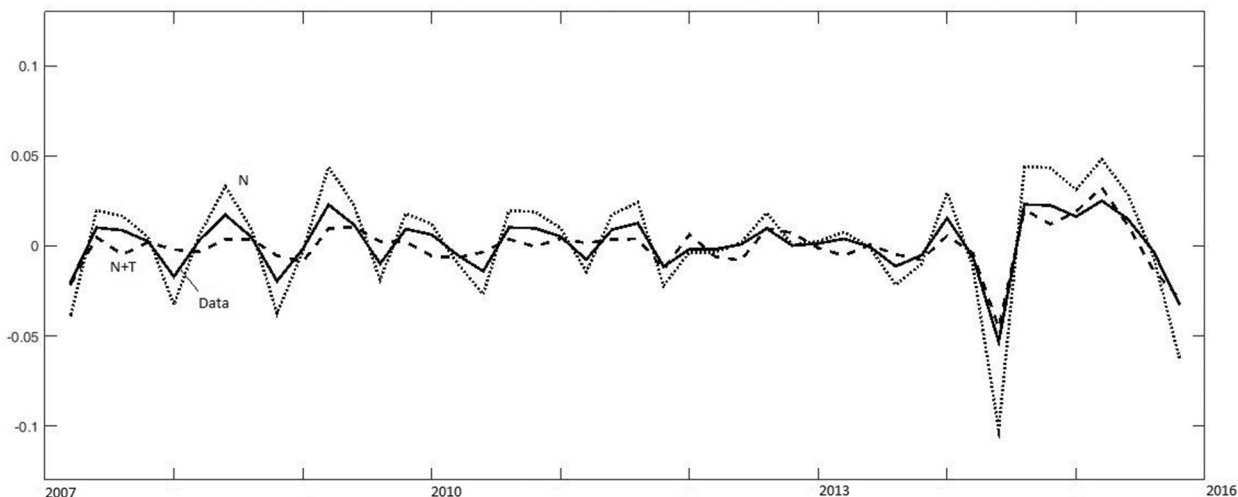


Рис. 3. Декомпозиция инфляционного дифференциала между Свердловской областью и оставшейся частью РФ (процентные отклонения от стационарного состояния). Модель с гибкими заработными платами. Квартальные данные с 2007 г. по 2016 г. (*Data* — фактические данные; *N+T* — модельные данные для сглаженных технологических шоков в секторах торгуемых и неторгуемых товаров; *N* — модельные данные для сглаженного технологического шока в секторе неторгуемых товаров)

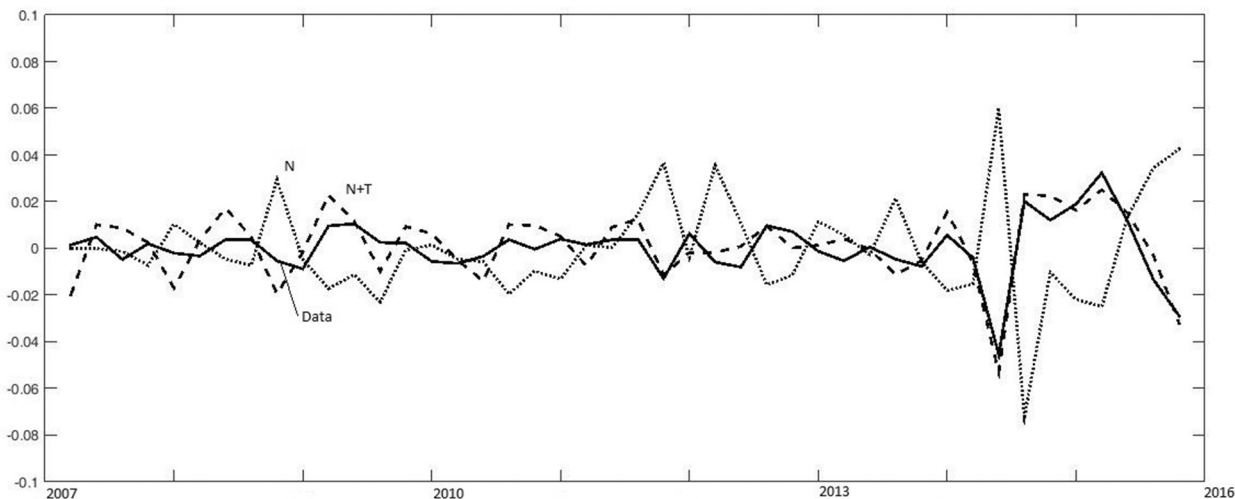


Рис. 4. Декомпозиция инфляционного дифференциала между Свердловской областью и оставшейся частью РФ (процентные отклонения от стационарного состояния). Модель с жесткими заработными платами. Квартальные данные с 2007 г. по 2016 г. (*Data* — фактические данные; *N+T* — модельные данные для сглаженных технологических шоков в секторах торгуемых и неторгуемых товаров; *N* — модельные данные для сглаженного технологического шока в секторе неторгуемых товаров)

секторе неторгуемых товаров. Визуально практически все пики шока производительности в секторе неторгуемых товаров (линия *N*) повторяют пики для фактических данных (линия *Data*).

На рисунке 4 приведена аналогичная декомпозиция инфляционного дифференциала между Свердловской областью и оставшейся частью РФ для модели с жесткими заработными платами, отражающими несовершенство рынка трудовых ресурсов. Из приведенных на этом рисунке данных следует, что доля технологических шоков в секторе торгуемых товаров в объяснении инфляционного дифференциала темпа роста потребительских цен увели-

чилась. Это следует из смещения пиков между шоком производительности в секторе неторгуемых товаров и фактическими данными.

Для количественной оценки вклада технологических шоков и шоков спроса в таблицах 1 и 2 представлены данные по вкладу дисперсий временных шоков в волатильность темпов роста цен и объемов выпуска для модели с гибкой (табл. 1) и с жесткой (табл. 2) заработной платой. В таблице отсутствуют данные по вкладу общих для всех регионов монетарного шока и фискальных шоков эффективных налоговых ставок. Это связано с тем, что установление процентной ставки и налоговых ставок является прерогативой федеральных органов.

Таблица 1

Вклад дисперсий (%) временных шоков в динамику переменных в модели с гибкой заработной платой

	$\varepsilon_{T,t}^A$	$\varepsilon_{N,t}^A$	$\varepsilon_{T^*,t}^A$	$\varepsilon_{N^*,t}^A$	ε_t^Z	$\varepsilon_{gT,t}$	$\varepsilon_{gN,t}$	$\varepsilon_{gT^*,t}$	$\varepsilon_{gN^*,t}$
π_t	23,75	20,55	6,72	10,28	20,18	3,76	4,12	0,38	0,43
π_t^*	0,96	0,765	20,97	35,97	18,91	0,43	0,54	4,87	5,76
$\pi_{N,t}$	11,54	64,87	12,78	9,67	5,98	2,12	4,01	3,65	0,44
$\pi_{N^*,t}$	0,43	0,87	11,91	62,03	4,32	0,12	0,34	5,98	6,23
dy_t	5,65	6,75	3,86	4,54	3,76	32,76	23,21	13,76	1,62
dy_t^*	0,43	0,51	8,93	9,87	3,33	0,32	0,43	40,65	30,76

Таблица 2

Вклад дисперсий (%) временных шоков в динамику переменных в модели с жесткой заработной платой

	$\varepsilon_{T,t}^A$	$\varepsilon_{N,t}^A$	$\varepsilon_{T^*,t}^A$	$\varepsilon_{N^*,t}^A$	ε_t^Z	$\varepsilon_{gT,t}$	$\varepsilon_{gN,t}$	$\varepsilon_{gT^*,t}$	$\varepsilon_{gN^*,t}$
π_t	31,15	15,78	7,87	8,63	20,21	1,54	1,98	0,51	0,61
π_t^*	0,34	0,564	22,32	33,54	14,65	0,76	0,45	2,68	3,76
$\pi_{N,t}$	7,94	69,34	11,65	8,57	5,32	2,43	3,59	3,79	0,61
$\pi_{N^*,t}$	0,23	0,56	10,23	68,34	4,21	0,19	0,87	4,98	6,54
dy_t	4,87	5,37	2,78	3,12	4,99	28,87	19,96	11,91	0,97
dy_t^*	0,23	0,43	7,98	6,98	4,51	0,21	0,45	31,41	25,65

Поэтому предполагается, что эти шоки приводят к одинаковому сдвигу темпов роста потребительских цен. Особенно значимые для нас значения доли вариаций выделены жирным шрифтом. Для модели с гибкой заработной платой (табл. 1) доля дисперсий регионального технологического шока в секторе торгуемых товаров в темп роста потребительских цен Свердловской области составляет 23,75 %. Аналогичная доля дисперсий для оставшихся регионов РФ составляет 20,97 %. Для технологического шока в секторе неторгуемых товаров аналогичные вклады дисперсий составляют 20,55 % для Свердловской области и 35,97 % для оставшихся регионов РФ. Таким образом, в модели с гибкой заработной платой основной вклад в инфляционный дифференциал между Свердловской областью и остальной частью РФ вносят технологические шоки в секторе неторгуемых товаров.

В модели с жесткой заработной платой (табл. 2) разрывы между вкладами технологических шоков в инфляционный дифференциал увеличиваются. Доля дисперсий регионального технологического шока в секторе торгуемых товаров в темп роста потребительских цен Свердловской области составляет уже 31,15 %. Аналогичная доля дисперсий для оставшихся регионов РФ составляет 22,32 %. Для технологического шока в секторе неторгуемых товаров аналогичные вклады дисперсий составляют 15,78 % для Свердловской области и 33,54 % для оставшихся регионов РФ. Таким образом, в модели с жесткой заработной платой основной

вклад в инфляционный дифференциал между Свердловской областью и остальной частью РФ по-прежнему вносят технологические шоки в секторе неторгуемых товаров, но вклад технологических шоков в секторе торгуемых товаров возрастает.

Шоки спроса ($\varepsilon_{gT,t}$, $\varepsilon_{gN,t}$, $\varepsilon_{gT^*,t}$, $\varepsilon_{gN^*,t}$) оказывают незначительное влияние на инфляционный дифференциал. Это характерно как для модели с совершенным, так и для модели с несовершенным рынком труда. Основное влияние эти шоки оказывают на изменение объема выпуска.

Обращают на себя внимание значительные доли дисперсии технологических шоков (табл. 1) в секторе неторгуемых товаров в темп роста цен ($\pi_{N,t}$, $\pi_{N^*,t}$) в этом же секторе Свердловской области (64,87 %) и в остальных регионах РФ (62,03 %). С ростом жесткости цен (табл. 2) этот вклад увеличивается. Этот результат свидетельствует об отсутствии эффекта Балассы — Самуэльсона [24] на региональном уровне. Суть этого эффекта состоит в том, что технологический шок в секторе торгуемых товаров является доминирующим над аналогичным шоком в секторе неторгуемых товаров. Вследствие этого, из-за роста заработных плат в секторе торгуемых товаров происходит аналогичный рост в секторе неторгуемых товаров (при совершенной мобильности трудовых ресурсов). В конечном итоге повышается общий уровень цен в регионе, где произошел технологический шок в секторе торгуемых товаров. Значительные доли дисперсии технологиче-

ских шоков в секторе неторгуемых товаров, как в Свердловской области, так и в остальных регионах РФ, в темп роста цен в этом же секторе и малый вклад шоков производительности в секторе торгуемых товаров в этот рост (11,54 % и 11,91 % — для модели с гибкими заработными платами) свидетельствуют об отсутствии эффекта Балассы — Самуэльсона на региональном уровне.

По мнению автора, основное объяснение полученных результатов состоит в том, что асимметричные положительные шоки производительности в секторе торгуемых товаров вызывают два разных эффекта для общего уровня цен в регионе. Первый — это повышающее давление на относительные цены на неторгуемые товары (за счет снижения относительных цен торгуемых товаров), а второй — ухудшение условий торговли, приводящее к относительному удорожанию ввозимых торгуемых товаров в регион. Преобладание того или иного эффекта зависит от эластичности замещения потребления товаров домашнего производства и ввозимых из других регионов, а также от уровня мобильности трудовых ресурсов. При этом, если шоки производительности в торгуемом секторе полностью поглощаются изменениями условий межрегиональной торговли (цен на торгуемые товары), то они не распространяют свое влияние на инфляционные отклонения в секторе неторгуемых товаров. Поэтому также не проявляется эффект Балассы — Самуэльсона на региональном уровне. При этом надо также иметь в виду, что проявление эффекта Балассы — Самуэльсона подразумевает конкурентную экономику без

искажений и трений, высокий уровень конкуренции на рынке товаров.

Заключение

В данной публикации в рамках подхода общего равновесия исследовано влияние структуры региональных экономик на дифференциацию региональной инфляции. В качестве взаимодействующих регионов рассматривались Свердловская область и остальная часть РФ. Главный вывод работы заключается в утверждении, что основной вклад в дифференциацию темпов роста потребительских цен между регионами вносят технологические шоки в секторе неторгуемых товаров. Вклад шоков производительности в секторе торгуемых товаров в инфляционный дифференциал незначителен, особенно при совершенной мобильности трудовых ресурсов. Несовершенства рынка труда приводят к возрастанию дифференциации темпов роста потребительских цен между регионами. Причем этот процесс более ярко выражен в Свердловской области и характерен как для сектора торгуемых, так и неторгуемых товаров и услуг.

Как уже отмечалось выше, при проведенном анализе не учитывалось взаимодействие регионов с остальным миром. Автор отдает себе отчет, что подобное взаимодействие может несколько изменить количественные характеристики проведенного анализа, но не главные выводы исследования. В частности, в работе [25] показано, что влияние внешних шоков (со стороны остального мира) на внутренние переменные в модели малой открытой экономики Еврзоны количественно мало.

Благодарность

Статья подготовлена в соответствии с Планом НИР ИЭ УрО РАН на 2019–2021 гг.

Список источников

1. *Перевишин Ю., Синельников-Мурылев С., Трунин П.* Факторы дифференциации цен в российских регионах // Экономический журнал ВШЭ. — 2017. — № 3. — С. 361–384.
2. *Перевишин Ю., Скроботов А.* Сходимость цен на отдельные товары в российских регионах // Журнал Новой Экономической Ассоциации. — 2017. — № 3. — С. 71–102.
3. *Крейндель В. М.* Инфляция и бюджетный дефицит. Есть ли связь на региональном уровне // Экономика и математические методы. — 2007. — № 2. — С. 4–43.
4. *Duarte M., Wolman A.* Fiscal Policy and regional inflation in a currency Union // Journal of international Economics. — 2008. — № 2. — P. 84–401.
5. *Altissimo F., Benigno P., Rodriguez-Palenzuela D.* Long-Run Determinants of Inflation Differentials in a Monetary Union // NBER Working Paper. — 2005. — № 11473. — 37 p.
6. *Erceg C. J., Guerrier L., Gust C.* SIGMA: A New Open Economy Model for Policy Analysis // International Journal of Central Banking. — 2006. — № 2. — P. 111–144.
7. *Rees D., Smith P., Hall J.* A Multi-sector Model of the Australian Economy // Economic Research Department Reserve Bank of Australia. — 2015. — Vol. 7. — 63 p.

8. Иващенко С. М. Многосекторная модель динамического стохастического общего экономического равновесия российской экономики // Вестник Санкт-Петербургского университета. — 2016. — № 3. — С. 176–202. — (5. Экономика).
9. Lubik T., Schorfheide F. A Bayesian Look at New Open Economy Macroeconomics // NBER Macroeconomics Annual. — 2005. — Vol. 20. — P. 313–366.
10. Sargent T., Wallace N. Rational Expectation and the Theory of Economic Policy // Journal of Monetary Economics. — 1976. — Vol. 2. — P. 169–183.
11. Muth J. F. Rational Expectations and the Theory of Price Movements // Econometrica. — 1961. — № 29. — P. 315–335.
12. Kydland F. E., Prescott E. C. Time to Build and Aggregate Fluctuations // Econometrica. — 1982. — Vol. 50. — P. 1345–1371.
13. Kim J. Constructing and estimating a realistic optimizing model of monetary policy // Journal of Monetary Economics. — 2000. — Vol. 45. — P. 329–359.
14. Smets F., Wouters R. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area // Journal of the European Economic Association. — 2003. — Vol. 1. — P. 1123–1175. — <https://doi.org/10.1162/154247603770383415>.
15. Ireland P. Sticky price models of the business cycle: specification and stability // Journal of Monetary Economics. — 2001. — Vol. 47. — P. 3–18.
16. Klein P. Using the generalized schur form to solve a multivariate linear rational expectations model // Journal of Economic Dynamics and Control. — 2000. — Vol. 24. — P. 1405–1423.
17. Calvo G. Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework // Journal of Monetary Economics. — 1983. — № 12. — P. 383–398.
18. Шульгин А. Г. Сколько правил монетарной политики необходимо при оценке DSGE — модели для России? // Прикладная эконометрика. — 2014. — № 36. — С. 3–31.
19. Федорова Е. А., Лысенкова А. В. Моделирование правила Тейлора для денежно-кредитной политики Банка России. Эмпирический анализ // Финансовый рынок. — 2013. — № 37. — С. 10–17.
20. Taylor J. B. Discretion versus policy rules in practice // Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. — 1993. — Vol. 39. — P. 195–214.
21. Fernandez-Villaverde J., Rubio-Ramirez J. Comparing dynamic equilibrium models to data: a bayesian approach // Journal of Econometrics. — 2004. — Vol. 123. — P. 153–187.
22. Geweke J. Using simulation methods for Bayesian econometric models: Inference // Econometric Reviews. — 1999. — Vol. 18. — P. 1–126.
23. Серков Л. А., Елизаров Д. Б. Моделирование ожиданий в системах с гетерогенными агентами при наличии теневого сектора экономики // Известия УрГЭУ. — 2017. — № 2. — С. 17–26.
24. Balassa B. The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal // Journal of Political Economy. — 1964. — Vol. 72. — P. 584–596.
25. Empirical Properties of Closed and Open Economy DSGE Models of the Euro Area / Adolfson M., Laseen S., Lindé J., M. Villani // Macroeconomic Dynamics. — 2008. — Vol. 12. — P. 2–19.

Информация об авторах

Серков Леонид Александрович — кандидат физико-математических наук, доцент, старший научный сотрудник, Лаборатория моделирования пространственного развития территорий, Центр развития и размещения производительных сил, Институт экономики УрО РАН (Российская Федерация, 620014, г. Екатеринбург, ул. Московская, 29; e-mail: dsge2012@mail.ru).

For citation: Serkov, L. A. (2020). Inter-Regional Inflation Differential as a Consequence of Heterogeneity of the Russian Economic Space. *Ekonomika regiona [Economy of region]*, 16(1), 325–339

L. A. Serkov

Institute of Economics of the Ural Branch of RAS (Ekaterinburg, Russian Federation; e-mail: dsge2012@mail.ru)

Inter-Regional Inflation Differential as a Consequence of Heterogeneity of the Russian Economic Space

The need for the sustainable spatial development enables an analysis of the causes of the regional differentiation of consumer price growth rates for further development of relevant policies at the federal and regional levels. Therefore, the paper aims to examine how various supply and demand shocks in the tradable and non-tradable sectors as well as labour market imperfections influence price growth rates in the Russian regions. The considered regions are Sverdlovsk oblast and other regions of the Russian Federation (RF). Developing a regional model of general equilibrium contributes to the analyse. The model's parameters were assessed using the Bayesian method based on the statistical data on the economies of Sverdlovsk oblast, other regions and the Russian Federation in general. Two types of models were considered, with flexible and rigid wages, indicating perfect and imperfect labour markets. The influence of supply and demand shocks in the tradable and non-tradable sectors on price growth rates in the considered regions was analysed using the impulse response functions and variance decompositions of endogenous

variables. The study concludes that price growth rates in the regions differ mostly due to technological shocks in the non-tradable sector. The contribution of productivity shocks in the tradable sector to the inflation differential is limited, especially in the context of perfect labour mobility. Labour market imperfections cause an increase in the differentiation of consumer price growth rates in the regions. Moreover, this process is more pronounced in Sverdlovsk oblast and is typical for both tradable and non-tradable sectors and services. The study demonstrates the absence of the Balassa — Samuelson effect at the regional level. The findings can be used for elaboration of an effective regional policy of sustainable spatial development.

Keywords: inflation, inflation differential, dynamic stochastic models, supply and demand shocks, tradeable and non-tradeable goods, Bayesian method, impulse response functions, flexible and rigid wages, variance decomposition, Balassa — Samuelson effect

Acknowledgements

The article has been prepared in accordance with the plan of Institute of Economics of the Ural Branch of RAS for 2019–2021.

References

1. Perevyshin, Yu., Sinelnikov-Murylev, S. & Trunin, P. (2017). Faktory differentsiatsii tsen v rossiyskikh regionakh [Determinants of Price Differentiation across Russian Regions]. *Ekonomicheskii zhurnal VSHE [The HSE Economic Journal]*, 3, 361–384. (In Russ.)
2. Perevyshin, Yu. & Skrobotov, A. (2017). Skhodimost tsen na otdelnye tovary v rossiyskikh regionakh [The Price Convergence of Individual Goods in the Russian Regions]. *Zhurnal Novoy Ekonomicheskoy Assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 3, 71–102. (In Russ.)
3. Creindel, V. M. (2007). Inflyatsiya i byudzhetnyy defitsit — Est li svyaz na regionalnom urovne? [Inflation and the Regional Budget Deficit — is there a Correlation?]. *Ekonomika i matematicheskie metody [Economics and Mathematical Methods]*, 2, 34–43. (In Russ.)
4. Duarte, M. & Wolman, A. (2008). Fiscal Policy and regional inflation in a currency Union. *Journal of international Economics*, 2, 384–401.
5. Altissimo, F., Benigno, P. & Rodriguez-Palenzuela, D. (2005). *Long-Run Determinants of Inflation Differentials in a Monetary Union*. NBER Working Paper, 11473, 37.
6. Erceg, C. J., Guerrier, L. & Gust, C. (2006). SIGMA: A New Open Economy Model for Policy Analysis. *International Journal of Central Banking*, 2, 111–144.
7. Rees, D., Smith, P. & Hall, J. (2015). *A Multi-sector Model of the Australian Economy*. Economic Research Department, Reserve Bank of Australia, 7, 63.
8. Ivashchenko, S. M. (2016). Mnogosektornaya model dinamicheskogo stokhasticheskogo obshchego ekonomicheskogo ravnovesiya rossiyskoy ekonomiki [Multiple Sectors DSGE Model of Russia]. *Vestnik Sankt-Peterburgskogo universiteta. Ekonomika [St Petersburg University Journal of Economic Studies]*, 3, 176–202. (In Russ.)
9. Lubik, T. & Schorfheide, F. (2005). A Bayesian Look at New Open Economy Macroeconomics. *NBER Macroeconomics Annual*, 20, 313–366.
10. Sargent, T. & Wallace, N. (1976). Rational Expectation and the Theory of Economic Policy. *Journal of Monetary Economics*, 2, 169–183.
11. Muth, J. F. (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica*, 29, 315–335.
12. Kydland, F. E. & Prescott, E. C. (1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, 50, 1345–1371.
13. Kim, J. (2000). Constructing and estimating a realistic optimizing model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 45, 329–359.
14. Smets, F. & Wouters, R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, 1, 1123–1175.
15. Ireland, P. (2001). Sticky price models of the business cycle: specification and stability. *Journal of Monetary Economics*, 47, 3–18.
16. Klein, P. (2000). Using the generalized Schur form to solve a multivariate linear rational expectations model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 24, 1405–1423.
17. Calvo, G. (1983). Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 12, 383–398.
18. Shulgin, A. G. (2014). Skolko pravil monetarnoy politiki neobkhodimo pri otsenke DSGE — modeli dlya Rossii? [How much monetary policy rules do we need to estimate DSGE model for Russia?]. *Prikladnaya ekonometrika [Applied Econometrics]*, 36, 3–31. (In Russ.)
19. Fedorova, E. A. & Lysenkova, A. V. (2013). Modelirovanie pravila Teylora dlya denezhno-kreditnoy politiki Banka Rossii: Empiricheskiy analiz [Modeling of Taylor rule for monetary policy in Russia: empirical analysis]. *Finansy i kredit [Finance and credit]*, 37(565), 10–17 (In Russ.)
20. Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214.
21. Fernandez-Villaverde, J. & Rubio-Ramirez, J. (2004). Comparing dynamic equilibrium models to data: a Bayesian approach. *Journal of Econometrics*, 123, 153–187.
22. Geweke, J. (1999). Using simulation methods for Bayesian econometric models: Inference. *Econometric Reviews*, 18, 1–126.

-
23. Serkov, L. A. & Yelizarov, D. B. (2017). Modelirovanie ozhidaniy v sistemakh s geterogennymi agentami pri nali-
chii tenevogo sektora ekonomiki [Modeling of Expectations in the Systems with Heterogeneous Agents in the Presence of
Shadow Economy]. *Izvestiya UrGEU [Journal of the Ural State University of Economics]*, 2, 17–26.
24. Balassa, B. (1964). The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72, 584–596.
25. Adolfson, M., Laseen, S., Lindé, J. & Villani, M. (2008). Empirical Properties of Closed and Open Economy DSGE
Models of the Euro Area. *Macroeconomic Dynamics*, 12, 2–19.

Author

Leonid Aleksandrovich Serkov — PhD in Physics and Mathematics, Associate Professor, Senior Researcher of the
Laboratory for Spatial Territorial Modeling, Senior Researcher of the Center for Development and Location of Productive
Forces, Institute of Economics of the Ural Branch of RAS (29, Moskovskaya St., Ekaterinburg, 620014, Russian Federation;
e-mail: dsge2012 @ mail.ru).