



Банк России



ИЮЛЬ 2021 ГОДА

ДОЛГОСРОЧНЫЙ ПЕРЕНОС КУРСА В ЦЕНЫ

Серия докладов об экономических исследованиях

А. Елисеев, А. Новак, А. Шульгин

Александр Елисеев

Волго-Вятское ГУ Банка России, Экономическое управление

E-mail: EliseevAV@mail.cbr.ru

Анна Новак

Волго-Вятское ГУ Банка России, Экономическое управление

E-mail: NovakAE@mail.cbr.ru

Андрей Шульгин

Волго-Вятское ГУ Банка России, Экономическое управление

E-mail: ShulginAG@mail.cbr.ru

Серия докладов об экономических исследованиях Банка России проходит процедуру анонимного рецензирования членами Консультативного исследовательского совета Банка России и внешними рецензентами.

Все права защищены. Настоящий доклад отражает личную позицию авторов и может не совпадать с официальной позицией Банка России. Любое воспроизведение представленных материалов допускается только с разрешения авторов.

Фото на обложке: Shutterstock/FOTODOM

Адрес: 107016, Москва, ул. Неглинная, 12

Телефоны: +7 (499) 300-30-00, +7 (495) 621-64-65 (факс)

Официальный сайт Банка России: www.cbr.ru

Оглавление

Резюме	4
Введение	6
1. Модель	12
1.1. Региональный блок	15
1.2. Модель общего равновесия национальной экономики	21
1.3. Линеаризация модели	26
1.4. Решение модели в матричной форме	30
2. Эмпирическая часть	31
2.1. Байесовская оценка регионального блока	31
2.2. Байесовская оценка модели общего равновесия	41
2.3. Результаты расчета коэффициентов долгосрочного переноса курса в цены	48
3. Обсуждение результатов	51
3.1. Эффект переноса курса в цены и реальные жесткости	51
3.2. Эмпирические оценки долгосрочного эффекта переноса курса в цены	52
3.3. Эффекты реальной жесткости цен в моделях бизнес-цикла	55
Заключение	58
Список литературы	60
Приложение А. Стационарная точка модели общего равновесия	65
Приложение В. Линеаризация модели общего равновесия	68
Приложение С. Сравнительная статика	72
Приложение D. Данные и источники	85
Приложение E. Априорная информация о параметрах регионального блока	94
Приложение F. Байесовская оценка регионального блока	98
Приложение G. Байесовская оценка модели общего равновесия	103
Приложение H. О региональном разрезе эффекта Балассы-Самуэльсона	112

Резюме

Эмпирические исследования свидетельствуют о том, что краткосрочный перенос курса в цены достаточно мал. Но есть ли у нас основания экстраполировать данный вывод на долгосрочный период? Результаты нашего исследования говорят, что нет: долгосрочный перенос курса в цены близок к полному. Для доказательства мы байесовским методом оценили модель общего равновесия, в которую включили два эффекта реальной жесткости цен, позволяющие объяснять неполный долгосрочный перенос курса в цены. Первый – это эффект издержек дистрибуции торгуемых благ: обесценение национальной валюты снижает относительный вес издержек дистрибуции в цене блага, что увеличивает эластичность спроса и, следовательно, снижает оптимальную наценку на импортируемые блага. Вторым – это введенный *ad hoc* эффект захвата доли рынка: обесценение национальной валюты дает возможность отечественным компаниям за счет более умеренного увеличения своей цены захватить часть рынка иностранных конкурентов. Разработанная статическая модель общего равновесия предназначена для описания долгосрочных изменений в экономике с учетом различных типов реальной жесткости цен. Инновация в эмпирической оценке модели состоит в том, что она базируется на долгосрочных данных одной страны – России – и была проведена в два этапа. На первом этапе на основе статистики 80 регионов России за период 2012–2018 гг. была оценена интенсивность эффекта издержек дистрибуции: долгосрочный перенос курса в цены импортных благ составил 92,7% (без учета издержек дистрибуции). Доля издержек дистрибуции для торгуемых благ составила 30,5%; наценка – в среднем 25,9%; региональное смещение в потреблении – 8,9%. Используя матрицу пространственных связей на базе принадлежности региона к федеральному округу, мы оценили пространственный авторегрессионный коэффициент на уровне 0,5. На втором этапе мы оценили параметры эластичности, позволяющие рассчитать долгосрочный перенос курса в цены. В базовом варианте оценки снижение наценки отечественных компаний составляет около трети величины экзогенного обесценения национальной валюты. При этом высокая оценка эластичности замещения между отечественными и зарубежными торгуемыми благами (3,8), низкая эластичность межвременного замещения (1/1,9) и низкая эластичность труда по Фришу (1/6,4) приводят к возникновению сильной обратной связи через рост заработной платы. Снижение относительных цен отечественных благ в результате эффекта захвата рынка вызывает рост занятости и объемов потребления, что способствует увеличению требуемой заработной платы. Это практически полностью компенсирует изначальный эффект от снижения относительных цен отечественных благ. Итоговый перенос курса в цены оказывается практически полным и в базовом варианте оценки составляет 98,5% в долгосрочном периоде (более пяти лет). Робастность данного

результата подтверждается для альтернативных спецификаций априорных распределений параметров, альтернативной оценки общей части номинальных переменных, а также интенсивности эффекта захвата доли рынка.

Ключевые слова: неполный перенос курса в цены; реальная жесткость цен; дистрибуционная наценка; эффект захвата доли рынка; региональное смещение в потреблении; эффект Балассы-Самуэльсона; байесовская оценка; пространственная авторегрессия.

Keywords: incomplete exchange rate pass-through; real price rigidity; distribution margin; capture of market share effect; regional consumption bias; Balassa-Samuelson effect; Bayesian estimation; spatial autoregression.

JEL: E31, F12, F41, P48, L16.

Введение

Стабилизация инфляции в малой открытой экономике, находящейся в режиме свободно плавающего курса, решающим образом зависит от работы валютного канала трансмиссии, одним из основных свойств которого является эффект переноса валютного курса в цены. Перенос характеризует силу реакции цен отечественных благ на изменение курса иностранной валюты, а также цен зарубежных торговых партнеров. Снижение краткосрочного эффекта переноса за последние 20–30 лет является признанным стилизованным фактом и в большинстве своем ассоциируется с успехами монетарных властей в деле стабилизации инфляции (Taylor, 2000; Choudhri and Nakura, 2006; Ben Cheikh and Ben Zaied, 2020; Картаев и Якимова, 2018). Однако мы в своей работе абстрагируемся от краткосрочного периода, а также роли монетарных властей и в рамках предпосылки о долгосрочной нейтральности денег исследуем неполный перенос валютного курса в цены, возникающий в долгосрочном периоде. Предположив существование издержек дистрибуции торгуемых благ (см. Corsetti and Dedola, 2005), а также зависимость монополистической наценки от экзогенного роста номинального курса иностранной валюты, мы получаем возможность теоретически обосновать неполный долгосрочный перенос курса в цены. Используя доступную информацию (в том числе региональную) о росте макроэкономических переменных за период 2012–2018 гг., мы проводим квантификацию эффекта долгосрочного переноса курса в цены.

Точкой отсчета для обсуждения взаимосвязи цен в разных странах является паритет покупательной способности (ППС), предполагающий полный (100%) перенос валютного курса в потребительские цены. Широкий спектр эмпирических исследований свидетельствует о том, что как в краткосрочном, так и в долгосрочном периоде гипотеза ППС отвергается на данных, что может свидетельствовать о том, что перенос курса в цены является неполным¹. В базовых моделях новой открытой макроэкономики² в краткосрочном периоде перенос курса в цены становится неполным за счет жесткости цен. Наиболее часто встречающаяся в литературе комбинация предполагает номинальную жесткость цен по модели Calvo (1983) с агрегированием по Дикситу-Стиглицу, которая обосновывается в рамках предпосылки о ценовой дискриминации, осуществляемой монополистическим конкурентом (pricing-to-market, PTM) при продаже своей продукции на рынках разных стран (регионов). Модели с номинальными жесткостями гораздо лучше, чем модели с гибкими ценами, объясняют персистентность относительных цен торгуемых

¹Гипотеза ППС является более строгой, чем гипотеза полного переноса курса в цены, поэтому отвергая гипотезу ППС, мы не обязательно отвергаем гипотезу полного переноса.

²См., например, Chari et al. (2002), Galí and Monacelli (2005), Adolfson et al. (2007). Обзор работ малой открытой экономики см. Lane (2001).

товаров разных стран в краткосрочном периоде, однако не способны генерировать свойство неполноты переноса валютного курса в цены в долгосрочном периоде.

Основное обоснование отклонения от ППС в долгосрочном периоде связано с существованием сектора неторгуемых благ, для которых транзакционные издержки межстрановой (межрегиональной) торговли предполагаются бесконечными. Центральная идея данного подхода изложена в модели Балассы-Самуэльсона (Б-С)³, в которой изменение долгосрочного реального курса национальной валюты возникает из-за изменения относительных производительностей труда (или общей факторной производительности) в секторе торгуемых благ нашей страны (региона) по сравнению с экономикой торговых партнеров. Ускоренный рост производительности в секторе торгуемых благ по сравнению с торговыми партнерами увеличивает реальную заработную плату в стране (регионе) и способствует укреплению долгосрочного реального курса национальной валюты (увеличению уровня цен в регионе). Модель Б-С нельзя отнести к моделям, объясняющим неполноту переноса: основным драйвером относительных цен в ней является долгосрочный тренд в производительности, а не динамика курса иностранной валюты. При этом информация об эффекте Б-С важна, так как влияет на идентификацию параметров модели и, следовательно, на оценку эффекта переноса в цены. В региональном блоке модели мы трактуем заработные платы в регионах и секторах как экзогенные величины, и поэтому эффекта Б-С на уровне региона не возникает. При оценке долгосрочного эффекта переноса курса в цены мы контролируем решение на правильный знак эффекта Б-С на уровне страны в целом.

Факторов, приводящих к изменению долгосрочного равновесного реального курса иностранной валюты (что аналогично отклонению от ППС) выделяется достаточно много⁴, и задача эмпирического анализа — учесть основные из них. В своей работе мы задаемся более специфическим вопросом: может ли экзогенное изменение номинального курса иностранной валюты в долгосрочном периоде привести к сонаправленному изменению реального курса иностранной валюты и, следовательно, вызвать неполный перенос курса в цены. Ответ мы ищем в области эффектов реальной жесткости цен (Ball and Romer, 1990; Dotsey and King, 2005; Levin et al., 2007). Эффект реальной жесткости цен возникает, когда оптимальная реакция цен на шок спроса оказывается по тем или иным причинам более слабой, чем без учета данного эффекта. Увеличение реальной жесткости цен может произойти в результате изменения параметров модели (например, увеличения эластичности замещения отечественных и зарубежных благ или снижения эластичности предложения труда

³См. Balassa (1964) и Samuelson (1964).

⁴См. например, FEER подход (Williamson, 1983), BEER подход (Clark and MacDonald, 1999), NATREX подход (Stein, 1994; Stein and Allen, 1998) и др.

по Фришцу) или возникновения какого-либо эффекта, который ослабит реакцию цен на шоки.

Подход реальных жесткостей был разработан для того, чтобы объяснять наблюдаемую повышенную персистентность отклика инфляции и реальных переменных на номинальные шоки в моделях бизнес-цикла, которую не получилось ассоциировать с номинальной жесткостью цен. Существует три основных способа задать реальную жесткость цен в модели. В рамках первого способа предлагается использовать формулу спроса на блага специального вида (ломаный спрос по Ball and Romer, 1990; Kimball, 1995), которая гарантирует, что изменение оптимальной цены монополистического конкурента при изменении предельных издержек будет в процентном выражении меньше, чем в стандартной спецификации с постоянной эластичностью спроса. В рамках второго способа предлагается ограничить подстройку ресурсов производителей, что создает ациклические (или даже противоциклические) издержки производства и способствует снижению реакции производителей на изменение оставшейся (переменной) части издержек. Это можно сделать за счет предпосылки о существовании специфических для индивидуальной компании факторов (Ball and Romer, 1990; Kimball, 1995; Rotemberg and Woodford, 1996), жесткости цен промежуточных товаров (Basu, 1995) или за счет условий немгновенной подстройки ресурсов, например жесткости заработной платы (Blanchard and Gali, 2007) или функции издержек подстройки инвестиций (Christiano et al., 2005). Наконец, один из эффектов, который мы вводим в модель, связан с третьим способом задания реальной жесткости, в котором предполагается существование издержек дистрибуции торгуемых благ из другой страны (региона) в форме неторгуемых благ данной страны (региона) (Corsetti and Dedola, 2005; Corsetti et al., 2005 и др.). Существование таких издержек способно изменить оптимальную монополистическую наценку для каждого конкретного рынка (региона, страны), так как ценовая эластичность экспорта благ из другой страны становится зависимой от доли издержек дистрибуции в общих издержках импортируемых торгуемых благ. Например, рост курса иностранной валюты снижает долю номинированных в национальной валюте издержек дистрибуции, что увеличивает ценовую эластичность спроса на продукцию зарубежных производителей. Таким образом, за счет снижения оптимальной монополистической наценки итоговая цена зарубежного монополистического конкурента растет на меньшее количество процентов, чем курс иностранной валюты: возникает неполный перенос курса в цены импортных благ. При учете издержек дистрибуции перенос в цены импортных благ будет еще меньше. Наконец, перенос курса в потребительские цены обычно меньше, чем перенос в цены торгуемых благ из-за включения в расчет цен неторгуемых благ.

В долгосрочном периоде в моделях как с номинальными, так и с реальными жесткостями цен перенос валютного курса в потребительские цены будет полным,

если не существует причин, по которым отечественные цены будут изменяться по отношению к зарубежным ценам. У Corsetti et al. (2005) такой причиной является существование в долгосрочном периоде инвариантных к курсу иностранной валюты издержек, ассоциируемых с капиталом. Мы в своей работе не предполагаем существования таких издержек, поэтому вводим другой механизм изменения относительных цен: эффект захвата доли рынка, который предполагает снижение монополистической наценки при экзогенном росте номинального курса иностранной валюты⁵. Данный эффект является одним из проявлений хорошо известного на частоте бизнес-цикла свойства контрцикличности поведения монополистической наценки. Историю объяснения данного эффекта Chevalier and Scharfstein (1996) ведут от классических работ Pigou (1927) и Keynes (1939), которые говорят о слабой реакции цен в ответ на шоки совокупного спроса, что соответствует повышению монополистической наценки в период рецессии. Gottfries (1986), Klemperer (1987, 1995) и др. обосновывают и анализируют так называемые издержки переключения для потребителя: феномен, связанный с психологическими, техническими, информационными и другими причинами того, что выбрав одного производителя, потребители не склонны в будущем менять свой выбор, даже если другой производитель предлагает более выгодные условия покупки почти аналогичного (а может быть даже идентичного) блага⁶. Издержки переключения являются основным обоснованием возникновения эффекта жесткости клиентской базы, подробно описанного Gourio and Rudanko (2014), которые приравнивают текущую клиентскую базу компаний к ценному активу, а политику низких цен компании ассоциируют с инвестициями в «клиентский капитал». Phelps and Winter (1970) моделируют возникающий trade-off между текущей прибылью от использования монополистической власти, которую дает компании жесткость клиентской базы, и будущей прибылью, увеличивающейся при инвестициях в клиентский капитал.

Основная линия моделирования контрцикличности монополистической наценки идет через несовершенства финансового рынка⁷. Например, Chevalier and Scharfstein (1996), Gilchrist et al. (2017) и др. доказывают, что у компаний, имеющих ограничения ликвидности, есть стимулы к повышению монополистической наценки в период рецессии. Во-первых, это увеличивает текущую прибыль (внутренние источники финансирования), что снижает потребности в дорогостоящем внешнем

⁵Как Corsetti et al. (2005), так и наша работа опираются на идею несовершенства финансового рынка, но в нашей работе мы предлагаем учесть существование данного несовершенства через посредничество эффекта захвата доли рынка.

⁶Gourio and Rudanko (2014) отмечают, что данный эффект близок феномену лояльности к бренду.

⁷Другие подходы к объяснению повышения монополистической наценки в период рецессии связаны с обоснованием различных механизмов снижения эластичности спроса (Klemperer, 1995) и снижением интенсивности монопольных войн (Rotemberg and Woodford, 1991; Rotemberg and Saloner, 1986).

финансировании. Во-вторых, в период рецессии увеличивается вероятность банкротства, снижающая ожидаемую сумму потока прибыли от обширной клиентской базы: компании готовы пожертвовать частью клиентской базы (снизить инвестиции в клиентский капитал) ради снижения вероятности банкротства в период спада. Эмпирически эффект повышения монополистической наценки в период рецессии для компаний, имеющих ограничения ликвидности, достаточно хорошо подтверждается данными (см. Campello, 2003). При этом Gilchrist et al. (2017) полагают, что данный эффект является основным в объяснении лишь незначительного снижения инфляции в период Великой рецессии в США. В нашей работе мы, во-первых, предполагаем, что источником снижения монополистической наценки является рост номинального курса иностранной валюты, который для отечественных компаний аналогичен росту спроса на их продукцию за счет вытеснения импорта. Во-вторых, данный эффект исследуется в долгосрочном периоде, а не на привычной частоте бизнес-цикла. В этом случае ключевым моментом является эндогенная реакция заработной платы, которая создаст противонаправленный эффект роста издержек, способный ослабить изначальное снижение относительных цен отечественных производителей.

Вводя в модель эффекты издержек дистрибуции и захвата доли рынка, мы получаем возможность как теоретически, так и эмпирически обосновать неполноту долгосрочного переноса курса в цены. Для этого необходимо провести полную параметризацию модели, так как изменение относительных цен создает эффекты конкуренции рынков благ и труда. Соответствующие эластичности замещения на этих рынках будут играть ключевую роль в обосновании эффекта переноса курса в цены, так как сами являются параметрами, определяющими реальную жесткость цен в модели.

В эмпирической части работы было сделано несколько инноваций: во-первых, мы концентрируемся на исследовании одной страны (в нашем случае России); во-вторых, не используем данные на частоте бизнес-цикла (кварталы), опираясь на информацию о лог-приростах эндогенных переменных за 7 лет⁸. Для того чтобы привлечь больше информации, имеющей отношение к расчету эффекта переноса курса в потребительские цены, в нашей работе вводится региональный блок модели, оценка которого базируется на региональной информации. Для этого мы предполагаем, что продукция торгуемого сектора, произведенная в некотором регионе, распространяется в других регионах страны на тех же условиях реализации, что и импортная продукция: с использованием неторгуемых благ региона. Это усложнение дает нам возможность в эмпирической части использовать региональные данные, которые характеризуют

⁸Последнее необходимо для того, чтобы иметь возможность оценивать параметры, характеризующие долгосрочные свойства модели, которые могут отличаться от аналогичных параметров, характеризующих поведение экономики на частоте бизнес-цикла (см., например: Galloway et al. (2003), Cooley and Quadrini (2003) и др.).

изменения в ценах, издержках, валютном курсе, производительностях, произошедшие в регионах России за 7 лет.

Выбранный нами в эмпирической части достаточно длительный временной интервал для расчета изменения цен позволяет нам до определенной степени абстрагироваться от регионального бизнес-цикла. В то же время мы не можем полностью игнорировать влияние региональной компоненты бизнес-цикла на динамику долгосрочной региональной инфляции, поэтому вводим в региональный блок модели *ad hoc* функции, задающие изменение монополистической наценки⁹. На уровне страны в целом и на уровне секторов (торгуемых и неторгуемых благ) эти функции предполагаются константами, а на уровне региона мы используем идею пространственной связанности процессов регионального бизнес-цикла, ассоциируя изменение монополистической наценки региона с аналогичной переменной в соседних регионах.

В региональном блоке мы предполагаем экзогенность заработных плат, которые не зависят от эндогенных переменных регионального блока, а также не выравниваются ни на региональном, ни на секторальном уровнях. Эндогенность заработной платы возникает только на уровне всей страны: зарплата определяется из равенства спроса и предложения труда и играет решающую роль в обосновании величины долгосрочного эффекта переноса. Изменение относительных цен, которое возникает при снижении монополистической наценки в результате эффекта захвата доли рынка, создает повышательное давление на занятость, потребление и, как следствие, на заработную плату. Рост заработной платы создает отрицательную обратную связь: издержки отечественных производителей растут и возможности, которые открылись перед ними в результате ослабления национальной валюты, сужаются. Наш расчет показывает, что в долгосрочном периоде они сужаются практически до нуля. Чтобы продемонстрировать это, мы проводим параметризацию модели в два этапа.

На первом этапе мы, комбинируя байесовский метод и пространственную модель для остатков, оцениваем относящееся к региональному блоку уравнение для долгосрочного роста цен торгуемых благ. Байесовский метод позволяет оценить ряд структурных параметров модели, учитывая имеющуюся информацию о структуре цен торгуемых товаров и доли импорта в потреблении. Пространственная модель позволяет учесть, что часть изменения региональных цен связана с факторами бизнес-цикла, имеющими географическую структуру, а также процессами региональной конвергенции¹⁰.

⁹В альтернативной интерпретации — ошибку идентификации издержек.

¹⁰Таким образом, мы обходим проблему выбора инструментальных переменных, к выбору которых очень чувствительна оценка моделей регионального бизнес-цикла.

На втором этапе мы, опираясь на собственные оценки первого этапа, априорную информацию о параметрах и откликах модели на экзогенные переменные, а также информацию о приросте основных макроэкономических переменных России за 2012—2018 гг., проводим байесовскую оценку оставшихся параметров модели.

Ключевым результатом оценки является вывод о близком к полному переносу курса в цены. Данный результат оказывается более радикальным, чем у Corsetti et al. (2005), получивших в базовой калибровке 93%-ный перенос курса в долгосрочные цены импортных благ, и возникает из-за очень сильной отрицательной обратной связи через рынок труда. Возникающее в результате снижения относительных цен отечественных благ увеличение заработной платы оказывается настолько значительным, что приводит к почти полной компенсации эффекта захвата доли рынка и почти полному переносу курса в цены. Этому способствуют: а) высокая эластичность замещения между отечественными и иностранными торгуемыми благами; б) низкая эластичность межвременного замещения; в) низкая эластичность труда по Фришу.

Полученный результат является робастным к большинству предпосылок эмпирического анализа, а также к тому, включается ли эффект захвата доли рынка в модель. Таким образом, заложив в модель возможность возникновения неполного долгосрочного переноса курса в цены, мы не можем на российских данных подтвердить тот факт, что долгосрочный перенос курса в потребительские цены существенно отличается от 100%. В базовом варианте оценки коэффициента долгосрочного переноса курса в цены находятся в пределах 98,1—99,0%.

Оставшаяся часть работы состоит из трех частей. В разделе 1 мы приводим структурную модель, включающую региональный блок. В разделе 2 приведена оценка модели: в первой части — байесовская оценка регионального блока, а во второй части — байесовская оценка всей модели на российских данных. В разделе 3 мы обсуждаем ключевые результаты исследования. В заключении подводятся итоги работы.

1. Модель

Для того чтобы проанализировать свойство долгосрочного эффекта переноса курса в цены, мы используем статическую модель общего равновесия, в которой компании производят, а потребители потребляют два типа благ: торгуемые (Т) и неторгуемые (N) блага. Производство торгуемых благ отличается от объема их потребления на величину чистого экспорта. Для дистрибуции единицы торгуемых благ требуется определенный объем неторгуемых благ, поэтому объем производства в секторе неторгуемых благ превышает потребление на величину объема промежуточных благ, необходимых для дистрибуции. Для производства благ в обоих секторах используется единственный фактор — труд, производительность которого может меняться. Домашние хозяйства выбирают между потреблением и досугом и

формируют предложение труда. Рынки труда мы предполагаем сегментированными, что позволяет нам наиболее простым образом объяснить существование неравных темпов прироста заработных плат двух секторов. Каждый конкретный работник не может быть уверен, что ему удастся трудоустроиться в секторе с высокими заработными платами, поэтому домашнее хозяйство в своем выборе ориентируется на средний уровень заработных плат. Эффекты накопления активов, финансовых рынков, фискальной и денежно-кредитной политики игнорируются. Важнейшим элементом модели является сделанное *ad hoc* предположение о возникновении эффекта захвата доли рынка, связанного со снижением монополистической наценки в период номинального ослабления национальной валюты, которое имеет экзогенную природу. Данный эффект избавляет модель от традиционного свойства инвариантности к номинальному якорю и позволяет измерить эффект переноса курса в цены.

На рис. 1 приведена структурная схема модели. Внутри основной модели мы выделяем региональный блок, в который включаем те элементы, эмпирический анализ которых позволяет улучшить качество параметризации всей модели с помощью региональных данных: структуру ИПЦ, а также оптимальный выбор монополистического конкурента, дискриминирующего рынки различных стран и регионов. Издержки дистрибуции являются причиной возникновения эффекта реальной жесткости цен торгуемых благ, который благодаря эффекту регионального смещения в потреблении помогает специфицировать связь регионального ИПЦ с региональными издержками в Т-секторе. Мы не ставим себе задачу объяснить неоднородность регионального эффекта переноса курса в цены и единственной причиной выделения регионального блока видим выгоды при калибровке и оценке параметров. После агрегирования уравнений в региональном блоке мы получаем статическую модель общего равновесия, описывающую поведение национальной экономики. Анализ переноса курса в цены проведем методом сравнительной статики.

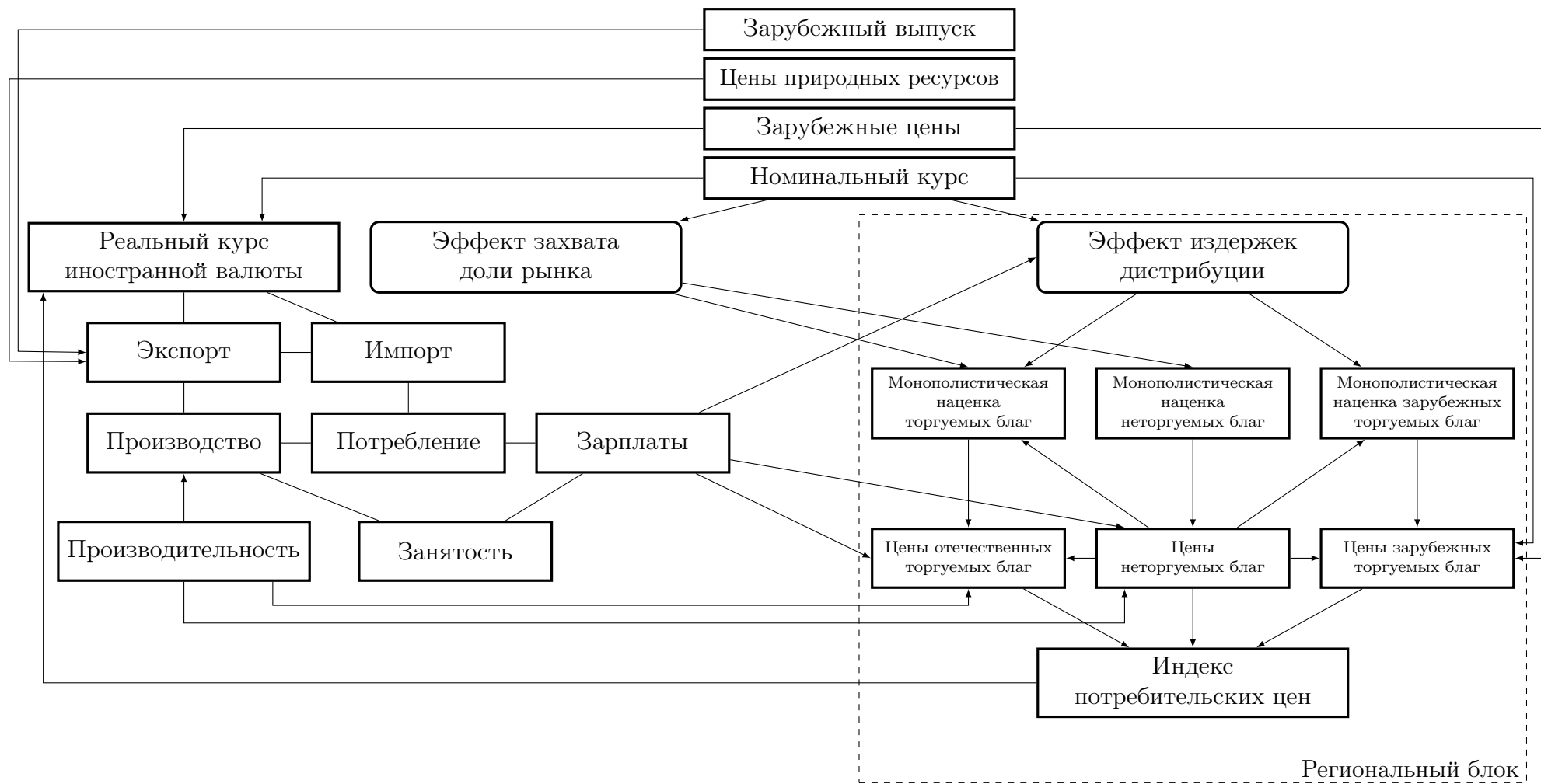


Рис. 1. Структурная схема модели

1.1. Региональный блок

В данном блоке мы описываем процесс ценообразования на основных рынках благ, при этом заработные платы и номинальный курс иностранной валюты предполагаем экзогенными величинами. Основное внимание уделяется выбору монополистического конкурента, способного дискриминировать рынки различных стран и регионов. Благодаря наличию издержек дистрибуции возникает эффект реальной жесткости цен торгуемых благ, который объясняется с помощью переменной эластичности спроса на продукцию монополистического конкурента. Информация о региональных темпах прироста цен торгуемых и неторгуемых благ помогает идентифицировать интенсивность данного эффекта реальной жесткости¹¹.

Рассмотрим экономику, населенную идентичными домашними хозяйствами (д/х), которые потребляют два типа благ: торгуемые (T) и неторгуемые (N) блага. Экономика состоит из M регионов, в каждом из которых конечное благо производится из T и N благ по CES-технологии:

$$C_{kt} = \left[\gamma_T^{\frac{1}{\alpha}} C_{Tkt}^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} + (1 - \gamma_T)^{\frac{1}{\alpha}} C_{Nkt}^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} \right]^{\frac{\alpha}{\alpha-1}}, \quad (1)$$

где $k \in \overline{1, M}$ — индекс региона; C_{Tkt} и C_{Nkt} — объем потребления репрезентативным д/х в регионе k торгуемых и неторгуемых благ соответственно; γ_T — параметр, определяющий долю торгуемых благ в потреблении; α — эластичность замещения между T и N благами.

Объем потребления торгуемых товаров в регионе k определяется объемами поставок данных благ в регион k из других регионов C_{Hkt} , а также объемом импорта C_{Fkt} :

$$C_{Tkt} = \left[\gamma_H^{\frac{1}{\delta}} C_{Hkt}^{\frac{\delta-1}{\delta}} + (1 - \gamma_H)^{\frac{1}{\delta}} C_{Fkt}^{\frac{\delta-1}{\delta}} \right]^{\frac{\delta}{\delta-1}}, \quad (2)$$

где δ — эластичность замещения между H и F благами; γ_H — параметр, определяющий долю отечественных благ в общем объеме торгуемых благ.

В отрасли неторгуемых благ континуум компаний $n \in [0; 1]$ предлагает дифференцированную продукцию. Агрегирование происходит по CES-технологии:

$$C_{Nkt} = \left[\int_0^1 C_{Nkt}(n)^{\frac{\theta_N-1}{\theta_N}} dn \right]^{\frac{\theta_N}{\theta_N-1}}, \quad (3)$$

где θ_N — эластичность замещения между товарами компаний неторгуемого сектора.

Аналогично, континуум компаний-импортеров $f \in [0; 1]$ предлагает дифференцированную продукцию, которая агрегируется по CES-технологии:

¹¹См. раздел 2.2.

$$C_{Fkt} = \left[\int_0^1 C_{Fkt}(f)^{\frac{\theta_F-1}{\theta_F}} df \right]^{\frac{\theta_F}{\theta_F-1}}, \quad (4)$$

где θ_F — эластичность замещения между импортными товарами.

Мы предполагаем, что в секторе H — торгуемых товаров, произведенных отечественными компаниями, — происходит конкуренция между производителями, принадлежащими к различным регионам, которая по своей природе аналогична конкуренции в отраслях N и F ¹². Так как эконометрическая оценка модели опирается на региональные данные, то удобно ввести конечное количество компаний M , конкурирующих друг с другом в секторе H в каждом регионе. M достаточно велико, и качественно конкуренция в каждом из секторов N , F , H не отличается. Мы предполагаем, что производители торгуемых товаров могут дискриминировать региональные рынки, назначая собственную цену для каждого региона (pricing to market). Агрегирование потребляемых в регионе k торгуемых благ, произведенных отечественными компаниями, происходит по CES-технологии:

$$C_{Hkt} = \left[\sum_{m=1}^M \gamma_{mk}^{\frac{1}{\theta_H}} C_{Hkt}(m)^{\frac{\theta_H-1}{\theta_H}} \right]^{\frac{\theta_H}{\theta_H-1}}, \quad (5)$$

где $C_{Hkt}(m)$ — объем потребления в регионе k торгуемых благ, произведенных в регионе m ; γ_{mk} — параметр, характеризующий долю товаров, произведенных в регионе m и реализованных в регионе k ; θ_H — эластичность замещения между товарами отечественных компаний H -сектора.

Веса γ_{mk} определяют структуру торгуемых благ в каждом секторе. Мы делаем упрощающие предположения о данных весах: во-первых, сумма весов в (5) равна единице: $\sum_{m=1}^M \gamma_{mk} = 1$; во-вторых, имеется региональное смещение в потреблении (regional bias): вес товаров, произведенных и потребленных в собственном регионе γ_{kk} выше, чем доля региона в потреблении страны γ_k ($\gamma_{kk} > \gamma_k$); в-третьих, веса производителей из других регионов определяются согласно долям данных регионов в потреблении страны γ_k ¹³:

$$\gamma_{mk} = \gamma_m \frac{1 - \gamma_{kk}}{1 - \gamma_k}. \quad (6)$$

Если бы регионального смещения в потреблении не было, во всех регионах имела бы одинаковая структура потребления торгуемых благ: доли всех

¹²В нашем случае мы можем для простоты предположить, что в каждом регионе страны имеется единственный производитель торгуемых товаров, который поставляет свою продукцию во все регионы. Ничего не изменится, если мы предположим, что имеется континуум таких производителей: решение для каждого будет идентично и совпадет с решением для единственного производителя.

¹³Доля должна соответствовать доле в производстве, однако в работе мы для простоты предполагаем, что доли регионов в потреблении и производстве совпадают.

региональных производителей были бы одинаковыми во всех регионах, соответствуя долям регионов в потреблении γ_k . В этом случае динамика издержек H -сектора региона k оказывала бы одинаковое воздействие (тем большее, чем выше доля региона в потреблении γ_k) на все регионы. Из-за присутствия регионального смещения в потреблении динамика издержек производства H -сектора оказывает более значительное влияние на собственный регион k , чем на другие регионы.

Предположим, что единственным фактором производства товаров во всех регионах и секторах является труд L_{jkt} . Производственные функции линейные:

$$Y_{jkt} = Z_{jkt}L_{jkt}, \quad j \in (N, H), \quad (7)$$

где Z_{jkt} — производительность труда.

Линейность производственных функций (7) означает, что предельные издержки производства MC_{jkt} совпадают со средними издержками AC_{jkt} и не зависят от объема производства:

$$MC_{jkt} = AC_{jkt} = \frac{W_{jkt}}{Z_{jkt}}, \quad (8)$$

где W_{jkt} — заработная плата сектора j в регионе k . Мы предполагаем, что труд является немобильным фактором как между секторами внутри региона, так и между регионами. Одна из наиболее важных предпосылок регионального блока — предпосылка об экзогенности региональных заработных плат. Зарплата в каждом секторе региона не зависит от динамики производительности в данном секторе, в результате чего в региональном блоке не возникает региональный эффект Балассы-Самуэльсона¹⁴.

При постоянных предельных издержках производства торгуемых благ решение монополистического конкурента для каждого региона не зависит от ситуации в других регионах.

Производственная функция зарубежных компаний также предполагает линейность производственной функции и постоянство предельных издержек:

$$Y_{Ft} = Z_t^* L_t^*, \quad (9)$$

где Z_t^* — производительность труда за рубежом; L_t^* — зарубежные трудовые ресурсы, занятые в производстве товаров для экспорта в отечественную экономику.

$$MC_t^* = AC_t^* = \frac{W_t^*}{Z_t^*}, \quad (10)$$

¹⁴Эндогенность заработной платы вводится на уровне всей страны. В разделе 3.3.1 мы обсуждаем адекватность предпосылки, сделанной в региональном блоке.

где W_t^* — заработная плата за рубежом; MC_t^* , AC_t^* и W_t^* выражены в единицах иностранной валюты.

Для того чтобы потребители региона k имели возможность приобрести единицу торгуемых благ (независимо от того, где данная единица была произведена), необходимо затратить η единиц неторгуемых товаров региона k . Тогда для потребителей цена торгуемых благ, установленная производителем региона m для продажи в регионе k , составит:

$$P_{Hkt}(m) = \bar{P}_{Hkt}(m) + \eta P_{Nkt}, \quad (11)$$

где $\bar{P}_{Hkt}(m)$ — цена, установленная в регионе k отечественным производителем торгуемых благ из региона m (не включающая издержки дистрибуции); P_{Nkt} — индекс цен неторгуемых благ в регионе k .

Аналогично рыночная цена импортных благ в регионе k :

$$P_{Fkt}(f) = S_t \bar{P}_t^*(f) + \eta P_{Nkt}, \quad (12)$$

где $\bar{P}_t^*(f)$ — цена в единицах иностранной валюты, установленная зарубежным производителем (не включающая издержки дистрибуции); S_t — курс иностранной валюты.

Предпосылка о существовании издержек дистрибуции торгуемых благ позволяет обосновать неполный перенос валютного курса в цены импортируемых благ: рост издержек приведет к снижению оптимальной монополистической наценки производителей торгуемых благ и, как результат, неполному переносу. Аналогичным образом происходит неполный перенос издержек отечественных производителей торгуемых благ в оптимальную цену монополистического конкурента.

1.1.1. Оптимум для производителей неторгуемых благ

Решая задачу оптимального спроса на продукцию n -го монополистического конкурента по Дикситу-Стиглицу, получим условие спроса:

$$C_{Nkt}(n) = \left(\frac{\bar{P}_{Nkt}(n)}{P_{Nkt}} \right)^{-\theta_N} C_{Nkt}, \quad (13)$$

где $\bar{P}_{Nkt}(n)$ — цена n -го монополистического конкурента; P_{Nkt} — агрегированный индекс цен неторгуемых благ в регионе k :

$$P_{Nkt} = \left[\int_0^1 P_{Nkt}(n)^{(1-\theta_N)} dn \right]^{\frac{1}{1-\theta_N}}, \quad (14)$$

где розничная цена неторгуемых благ для потребителей равна цене производителей:

$$P_{Nkt}(n) = \bar{P}_{Nkt}(n). \quad (15)$$

Исследуя долгосрочный период, здесь и далее мы не вводим номинальные жесткости во всех секторах. Тогда задача монополистического конкурента в секторе N :

$$\max_{\bar{P}_{Nkt}(n)} \left(\bar{P}_{Nkt}(n) - \frac{W_{Nkt}}{Z_{Nkt}} \right) C_{Nkt}(n) \quad s.t. \quad C_{Nkt}(n) = \left(\frac{\bar{P}_{Nkt}(n)}{P_{Nkt}} \right)^{-\theta_N} C_{Nkt}. \quad (16)$$

Условие первого порядка для (16):

$$\bar{P}_{Nkt}(n) = P_{Nkt}(n) = P_{Nkt} = \frac{\theta_N}{\theta_N - 1} \frac{W_{Nkt}}{Z_{Nkt}}. \quad (17)$$

В секторе неторгуемых благ мы имеем традиционное решение с постоянной монополистической наценкой.

1.1.2. Оптимум для производителей торгуемых импортируемых благ

Каждый импортер f в каждом регионе k конкурирует с континуумом других импортеров в данном регионе. При этом каждый импортер f также продает свою продукцию в других регионах страны. Мы предполагаем, что монополистический конкурент имеет возможность дискриминировать рынки (pricing to market), что при фиксированных предельных (и средних) издержках производства позволяет ему определять цену в каждом регионе по отдельности.

Заметим, что валюта, в которой устанавливается цена, в данном случае значения не имеет. Решение будет идентичным: все различия проявляются в моделях краткосрочной подстройки, которую в своей работе мы не учитываем. Для определенности предположим, что ценообразование идет в отечественной валюте.

Решая задачу оптимального спроса на продукцию монополистического конкурента f , получаем:

$$C_{Fkt}(f) = \left(\frac{\bar{P}_{Fkt}(f) + \eta P_{Nkt}}{P_{Fkt}} \right)^{-\theta_F} C_{Fkt}, \quad (18)$$

где индекс потребительских цен импортируемых благ в регионе k :

$$P_{Fkt} = \left[\int_0^1 P_{Fkt}(f)^{(1-\theta_F)} df \right]^{\frac{1}{1-\theta_F}}, \quad (19)$$

где розничная цена импортируемого блага $P_{Fkt}(f)$ включает издержки дистрибуции в η единиц неторгуемых благ:

$$P_{Fkt}(f) = P_{Fkt} = \bar{P}_{Fkt}(f) + \eta P_{Nkt}. \quad (20)$$

Тогда задача монополистического конкурента f в регионе k имеет вид:

$$\max_{\bar{P}_{Fkt}(f)} \left(\bar{P}_{Fkt}(f) - \frac{S_t W_t^*}{Z_{Tt}^*} \right) C_{Fkt}(f) \quad s.t. \quad C_{Fkt}(f) = \left(\frac{\bar{P}_{Fkt}(f) + \eta P_{Nkt}}{P_{Fkt}} \right)^{-\theta_F} C_{Fkt}. \quad (21)$$

Условие первого порядка для данной задачи требует:

$$\bar{P}_{Fkt}(f) = \frac{\theta_F}{\theta_F - 1} \left(1 + \frac{\eta}{\theta_F} \frac{\theta_N}{\theta_N - 1} \frac{W_{Nkt}}{S_t W_t^*} \frac{Z_{Tt}^*}{Z_{Nkt}} \right) \frac{S_t W_t^*}{Z_{Tt}^*}. \quad (22)$$

Полученное решение характеризуется изменяемой монополистической наценкой, которая снижается при росте предельных издержек $\frac{S_t W_t^*}{Z_{Tt}^*}$, что обеспечивает неполный перенос динамики валютного курса в оптимальную оптовую цену импортера $\bar{P}_{Fkt}(f)$.

1.1.3. Оптимум для отечественных производителей торгуемых благ

Каждый производитель региона m может дискриминировать рынки (pricing to market), назначая свою цену в каждом регионе. Аналогично импортерам постоянство предельных и средних издержек позволяет монополистическому конкуренту решать задачу оптимального ценообразования для каждого региона k независимо от ситуации в других регионах.

Решая задачу оптимального спроса в регионе k на продукцию монополистического конкурента из региона m , получаем:

$$C_{Hkt}(m) = \left(\frac{\bar{P}_{Hkt}(m) + \eta P_{Nkt}}{P_{Hkt}} \right)^{-\theta_H} \gamma_{mk} C_{Hkt}, \quad (23)$$

где индекс потребительских цен отечественных торгуемых благ в регионе k :

$$P_{Hkt} = \left[\sum_{m=1}^M \gamma_{mk} P_{Hkt}(m)^{(1-\theta_H)} \right]^{\frac{1}{1-\theta_H}}, \quad (24)$$

где розничная цена импортируемого блага $P_{Hkt}(m)$ включает издержки дистрибуции в η единиц неторгуемых благ:

$$P_{Hkt}(m) = \bar{P}_{Hkt}(m) + \eta P_{Nkt}. \quad (25)$$

Тогда задача монополистического конкурента из региона m в регионе k имеет вид:

$$\max_{\bar{P}_{Hkt}(m)} \left(\bar{P}_{Hkt}(m) - \frac{W_{Hkt}}{Z_{Hkt}} \right) C_{Hkt}(m) \quad s.t. \quad C_{Hkt}(m) = \left(\frac{\bar{P}_{Hkt}(m) + \eta P_{Nkt}}{P_{Hkt}} \right)^{-\theta_H} \gamma_{mk} C_{Hkt}. \quad (26)$$

Условие первого порядка для данной задачи требует:

$$\bar{P}_{Hkt}(m) = \frac{\theta_H}{\theta_H - 1} \left(1 + \frac{\eta}{\theta_H} \frac{\theta_N}{\theta_N - 1} \frac{W_{Nkt}}{W_{mt}} \frac{Z_{Hmt}}{Z_{Nkt}} \right) \frac{W_{Hmt}}{Z_{Hmt}}. \quad (27)$$

Полученное решение характеризуется изменяемой монополистической наценкой, которая снижается при росте предельных издержек $\frac{W_{Hmt}}{Z_{Hmt}}$, что обеспечивает неполный перенос динамики заработной платы и производительности в оптимальную оптовую цену отечественного производителя торгуемых благ $\bar{P}_{Hkt}(m)$.

1.2. Модель общего равновесия национальной экономики

В данном разделе мы опишем полную модель национальной экономики с учетом агрегированных уравнений регионального блока.

Пусть функция полезности репрезентативного д/х имеет вид:

$$U = \frac{C^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{L^{1+\kappa}}{1+\kappa}, \quad (28)$$

где C — потребление репрезентативного д/х; L — объем трудовых усилий д/х; σ — величина, обратная эластичности межвременного замещения; κ — величина, обратная эластичности предложения труда по Фришу. Для простоты здесь и далее мы опускаем индекс, соответствующий периоду времени (модель статическая), а также индекс домашнего хозяйства (компании) — все агенты идентичные и распределены на интервале $[0; 1]$.

Бюджетное ограничение д/х:

$$PC = WL + \Pi, \quad (29)$$

где Π — общая прибыль д/х, которым принадлежат все компании — монополистические конкуренты.

Агрегируя (1) по регионам, получаем :

$$C = \left[\gamma_T^{\frac{1}{\alpha}} C_T^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} + (1 - \gamma_T)^{\frac{1}{\alpha}} C_N^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} \right]^{\frac{\alpha}{\alpha-1}}. \quad (30)$$

Трудовые ресурсы, занятые в двух секторах, суммируются:

$$L = L_H + L_N. \quad (31)$$

Мы предполагаем сегментированность рынка труда: заработные платы в T - и N -секторах не выравниваются, при этом отдельный индивид не может гарантировать себе занятость в секторе с высоким уровнем заработной платы, а д/х, состоящее из континуума индивидов, ориентируется на средний уровень заработной платы по стране. Тем самым предполагается, что определенная доля членов д/х будут работать в секторе с высокими зарплатами, а остальные — в секторе с низким зарплатами¹⁵.

Условие первого порядка для оптимального предложения труда д/х:

$$\frac{W}{P} = (L \exp(n))^{\kappa} C^{\sigma}, \quad (32)$$

где $\exp(n)$ — экзогенный сдвиг функции предложения труда¹⁶; заработная плата является взвешенным средним заработных плат в двух секторах:

$$W = \gamma_{LH} W_H + (1 - \gamma_{LH}) W_N, \quad (33)$$

где γ_{LH} — доля труда, занятая в производстве торгуемых благ.

При этом разность заработных плат в двух секторах мы предположим полностью экзогенной:

$$\frac{W_H}{W_N} = \exp(wd), \quad (34)$$

где wd — экзогенный дифференциал зарплат в двух секторах.

Спрос на труд следует из условия оптимального решения монополистического конкурента на рынке благ. При известном объеме производства спрос на труд может быть получен из производственной функции в T - и N -секторах:

$$Y_H = Z_H L_H \quad (35)$$

$$Y_N = Z_N L_N. \quad (36)$$

В равновесии на рынках благ имеем:

$$Y_N = C_N + \eta C_T \quad (37)$$

$$Y_H = C_H + X, \quad (38)$$

¹⁵Мы предполагаем, что несовершенство, связанных с асимметричностью информации на рынке труда, в долгосрочном периоде не возникает.

¹⁶Данный сдвиг имеет трактовку необъясненного в терминах предельной полезности роста заработной платы.

где X — совокупный реальный экспорт торгуемых благ, состоящий из экспорта отечественных торгуемых благ X_T , а также экспорта природных ресурсов X_O :

$$X = X_T + X_O. \quad (39)$$

Относительный спрос на торгуемые и неторгуемые блага следует из условия первого порядка для задачи д/х, минимизирующего стоимость потребительского набора при заданном объеме потребления (30):

$$C_T = \frac{\gamma_T}{1 - \gamma_T} C_N \left(\frac{P_T}{P_N} \right)^{-\alpha}. \quad (40)$$

Аналогично агрегируя (2), получим:

$$C_T = \left[\gamma_H^{\frac{1}{\delta}} C_H^{\frac{\delta-1}{\delta}} + (1 - \gamma_H)^{\frac{1}{\delta}} C_F^{\frac{\delta-1}{\delta}} \right]^{\frac{\delta}{\delta-1}}. \quad (41)$$

Относительный спрос на отечественные и зарубежные торгуемые блага следует из условия первого порядка для задачи д/х, минимизирующего стоимость набора торгуемых благ при заданном объеме потребления торгуемых благ (40):

$$C_H = \frac{\gamma_H}{1 - \gamma_H} C_F \left(\frac{P_H}{P_F} \right)^{-\delta}. \quad (42)$$

Объем спроса на экспорт отечественных торгуемых благ X_T определяется из решения аналогичной задачи зарубежными д/х:

$$X_T = \exp(\omega) Y^* \left(\frac{P_H^*}{P^*} \right)^{-\delta}, \quad (43)$$

где Y^* — объем мирового спроса; $\exp(\omega)$ — доля мирового спроса, приходящаяся на отечественные торгуемые товары; P_H^* — уровень цен отечественного экспорта за рубежом (в единицах иностранной валюты); P^* — зарубежный уровень цен (в единицах иностранной валюты); эластичность замещения δ между отечественным экспортом и зарубежными благами совпадает с аналогичным показателем в (40).

Спрос на экспорт отечественных природных ресурсов зависит от объема мировой экономики:

$$X_O = \exp(\omega + \omega_O) Y^*, \quad (44)$$

где $\exp(\omega + \omega_O)$ — доля мирового спроса, приходящаяся на отечественные природные ресурсы. Мы предполагаем, что отечественные экспортеры природных ресурсов не имеют монополистической власти на рынке и принимают мировую цену природных ресурсов P_O^* как данность. Объем экспорта природных ресурсов также определяется

извне: зависит от объема спроса мировой экономики и изменения экзогенной доли $\exp(\omega + \omega_O)$.

Агрегируя (27) и добавляя введенный ad hoc эффект захвата доли рынка, получаем условие ценообразования производителей отечественных торгуемых благ:

$$\bar{P}_H = \frac{\theta_H}{\theta_H - 1} \left(1 + \frac{\eta}{\theta_H} \frac{\theta_N}{\theta_N - 1} \frac{W_N}{W_H} \frac{Z_H}{Z_N} S^\psi \right) \frac{W_H}{Z_H} S^{-\psi}, \quad (45)$$

где ψ — параметр, задающий эффект захвата доли рынка.

Эффект захвата доли рынка относится к эффектам реальной жесткости, возникающим тогда, когда либо монополистическая наценка, либо издержки производителей движутся в противоположном от спроса направлении¹⁷. С точки зрения отечественных производителей торгуемых и неторгуемых благ, изменение курса иностранной валюты создает эффект переключения спроса: ослабление отечественной валюты делает зарубежные блага дороже и д/х переключаются на потребление более дешевых отечественных благ. Получив определенные ценовые преимущества от удорожания продукции зарубежных конкурентов, отечественные компании имеют возможность поднять цены и увеличить прибыли в текущем периоде. Но есть и другая возможность: отечественные компании могут ограничить рост собственных цен и нарастить свою долю на рынке за счет ценового фактора спроса. Это аналогично инвестициям в клиентский капитал, что в условиях жесткости клиентской базы способно увеличить прибыли компаний в будущем¹⁸. Основным объяснением возникновения данного эффекта являются финансовые фрикции: в период расширения спроса компаниям легче получить финансирование под более выгодный процент, и все проекты, связанные с увеличением клиентского капитала, легче финансируются и имеют более высокую приведенную ценность, так как будущие прибыли дисконтируются по более низким ставкам (Chevalier and Scharfstein, 1996; Gilchrist et al., 2017). Ослабление национальной валюты разрушает сложившийся баланс (Phelps and Winter, 1970) между извлечением прибыли из текущей клиентской базы и наращиванием будущих прибылей за счет инвестиций в расширение клиентской базы в пользу последнего. Отечественные компании снижают монополистическую наценку и делают первый шаг к увеличению будущих прибылей и объемов производства. Но так как мы рассматриваем долгосрочный период, организации будут вынуждены учесть увеличение издержек, которое произойдет вследствие роста объемов производства продукции. Это ослабит эффект захвата доли рынка. Наша задача — понять, на сколько именно.

¹⁷ Данный эффект может выходить за рамки эффекта реальной жесткости цен, так как в определенных случаях изменяет не только амплитуду, но и знак отклика цен на экзогенные переменные

¹⁸ См. Gourio and Rudanko (2014).

В своей работе мы не видим необходимости отдельно моделировать оптимальную реакцию монополистической наценки отечественных компаний на номинальный курс, а пользуемся введенной ad hoc функцией с постоянной полуэластичностью ($-\psi$), которую калибруем в эмпирической части. Введение данной функции позволяет избавиться модель от свойства инвариантности к номинальному якорю и получить ответ на вопрос о величине переноса курса в цены.

Оптимальная цена для импортеров следует из (22):

$$\bar{P}_F = \frac{\theta_F}{\theta_F - 1} \left(1 + \frac{\eta}{\theta_F} \frac{\theta_N}{\theta_N - 1} \frac{W_N}{SW^*} \frac{Z_T^*}{Z_N} \right) \frac{SW^*}{Z_T^*}. \quad (46)$$

Наконец, оптимальная цена для экспортеров может быть получена из соображений, аналогичных (45) и (46):

$$\bar{P}_H^* = \frac{\theta_H}{\theta_H - 1} \left(1 + \frac{\eta}{\theta_H} \frac{\theta_N}{\theta_N - 1} \frac{SW^*}{W_H/S} \frac{Z_H}{Z^*} S^\psi \right) \frac{W_H/S}{Z_H} S^{-\psi}, \quad (47)$$

где мы предполагаем, что отечественные и зарубежные параметры эластичностей замещения θ_H и θ_N , а также доли расходов на дистрибуцию в цене торгуемых благ η идентичны; приросты заработных плат, а также производительностей в Т- и N-секторах за рубежом считаем идентичными.

Мы предполагаем, что долгосрочное экзогенное ослабление национальной валюты само по себе не создает предпосылок для изменения относительных цен отечественных торгуемых и неторгуемых благ, поэтому вводим аналогичный эффект захвата доли рынка и в уравнение для оптимальной цены неторгуемых благ:

$$P_N = \bar{P}_N = \frac{\theta_N}{\theta_N - 1} \frac{W_N}{Z_N} S^{-\psi}. \quad (48)$$

С учетом издержек дистрибуции цены отечественных и зарубежных торгуемых благ составят:

$$P_H = \bar{P}_H + \eta P_N, \quad (49)$$

$$P_F = \bar{P}_F + \eta P_N, \quad (50)$$

$$P_H^* = \bar{P}_H^* + \eta P_N^*, \quad (51)$$

где зарубежный уровень цен неторгуемых благ:

$$P_N^* = \frac{\theta_N}{\theta_N - 1} \frac{W^*}{Z^*}. \quad (52)$$

Наконец, индексы цен потребительских и торгуемых благ, соответствующие условиям первого порядка (39) и (41), имеют вид:

$$P^{1-\alpha} = \gamma_T P_T^{1-\alpha} + (1 - \gamma_T) P_N^{1-\alpha}, \quad (53)$$

$$P_T^{1-\delta} = \gamma_H P_H^{1-\delta} + (1 - \gamma_H) P_F^{1-\delta}. \quad (54)$$

Равновесный курс иностранной валюты обеспечивает выполнение условия торгового баланса:

$$\bar{P}_H^* X_T + P_O^* \exp(sf) X_O - \frac{\bar{P}_F}{S} C_F = TB, \quad (55)$$

где $\exp(sf)$ — экзогенная переменная, которая призвана учесть роль стабилизационного фонда¹⁹; TB — экзогенное сальдо торгового баланса. Здесь мы предполагаем, что торговый баланс не сводится с нулевым сальдо, и TB характеризует экзогенное изменение оставшихся частей платежного баланса: резервный счет, счет движения капитала, финансовый счет, а также различные межстрановые трансферты.

Агрегированный выпуск в модели:

$$P_Y Y = P_H Y_H + P_N C_N, \quad (56)$$

где P_Y — дефлятор выпуска.

1.3. Линеаризация модели

Калибровка и оценка параметров модели происходит на базе линейной в логарифмах модели, поэтому проведем лог-линеаризацию условий оптимума в окрестности стационарного состояния (см. Приложение А). Будем использовать малые (строчные) буквы для обозначения логарифмического отклонения переменной от своего стационарного уровня.

1.3.1. Линеаризация регионального блока

Линеаризованные версии условий оптимального поведения:

$$\bar{p}_{Nkt} = w_{kt} - z_{Nkt}, \quad (57)$$

$$\bar{p}_{Fkt} = (1 - \xi_F)(w_t^* - z_{Tt}^* + s_t) + \xi_F(w_{Nkt} - z_{Nkt}), \quad (58)$$

$$\bar{p}_{Hkt}(m) = (1 - \xi_H)(w_{Hmt} - z_{Hmt}) + \xi_H(w_{Nkt} - z_{Nkt}), \quad (59)$$

¹⁹Мы трактуем sf как ненаблюдаемую переменную, так как за рассматриваемый период принцип формирования/траты стабфонда менялся, что не позволяет использовать конкретную формулу для вычисления sf .

где ξ_F — коэффициент неполноты переноса динамики валютного курса в оптовые цены импортеров²⁰:

$$\xi_F \equiv \frac{\eta}{(1 - \eta)(\theta_F - 1)}; \quad (60)$$

ξ_H — коэффициент неполноты переноса динамики заработной платы и производительности в цены отечественных производителей торгуемых товаров:

$$\xi_H \equiv \frac{\eta}{(1 - \eta)(\theta_H - 1)}. \quad (61)$$

Агрегируя индекс цен отечественных производителей, поставляющих продукцию в регион k , получаем :

$$\bar{p}_{Hkt} = (1 - \xi_H) \left[\frac{\xi_{RB}}{1 - \gamma_k} (w_{Hkt} - z_{Hkt}) + \left(1 - \frac{\xi_{RB}}{1 - \gamma_k} \right) (w_{Ht} - z_{Ht}) \right] + \xi_H (w_{Nkt} - z_{Nkt}), \quad (62)$$

где ξ_{RB} — коэффициент регионального смещения в потреблении в пользу товаров своего региона:

$$\xi_{RB} \equiv \gamma_{kk} - \gamma_k; \quad (63)$$

w_{Ht} и z_{Ht} — агрегированные уровни (в процентах отклонения от стационарного состояния) заработной платы и производительности в секторе торгуемых товаров, соответственно:

$$w_{Ht} = \sum_{k=1}^M \gamma_k w_{Hkt}, \quad z_{Ht} = \sum_{k=1}^M \gamma_k z_{Hkt}. \quad (64)$$

При отсутствии эффекта регионального смещения в потреблении ($\xi_{RB} = 0$) индекс цен отечественных производителей не имел бы региональной составляющей динамики предельных издержек в секторе торгуемых благ. В этом случае региональная структура потребления в данном секторе была бы идентичной для всех регионов и соответствовала бы долям регионов в потреблении γ_j .

Проведем агрегирование динамики цен всех секторов региона k :

$$p_{kt} = (1 - \gamma_T) p_{Nkt} + \gamma_T [\gamma_H p_{Hkt} + (1 - \gamma_H) p_{Fkt}]. \quad (65)$$

Учитывая, что

$$p_{Nkt} = \bar{p}_{Nkt}, \quad (66)$$

$$p_{Hkt} = (1 - \eta) \bar{p}_{Hkt} + \eta p_{Nkt}, \quad (67)$$

$$p_{Fkt} = (1 - \eta) \bar{p}_{Fkt} + \eta p_{Nkt}, \quad (68)$$

²⁰См. (A.25) и (A.26) в Приложении А.

а также (57), (58) и (62), получим окончательную динамику индекса цен в регионе k :

$$\begin{aligned}
 p_{kt} = & ((1 - \gamma_T) + \gamma_T(\eta + (1 - \eta)[(1 - \gamma_H)\xi_F + \gamma_H\xi_H])) [w_{Nkt} - z_{Nkt}] + \\
 & \gamma_T(1 - \gamma_H)(1 - \eta)(1 - \xi_F)[w_t^* - z_{Tt}^* + s_t] + \\
 & \gamma_T\gamma_H(1 - \eta)(1 - \xi_H)\xi_{RB} \left[\frac{(w_{Hkt} - w_{Ht}) - (z_{Hkt} - z_{Ht})}{1 - \gamma_k} \right] + \\
 & \gamma_T\gamma_H(1 - \eta)(1 - \xi_H)[w_{Ht} - z_{Ht}], \tag{69}
 \end{aligned}$$

где в квадратных скобках указаны факторы, определяющие динамику ИПЦ в регионе k .

1.3.2. Ad hoc стохастическая часть региональной инфляции

Так как модель будет тестироваться на реальных данных и описывать фактическую инфляцию регионов, необходимо структурировать стохастическую компоненту инфляции.

Детерминистическая часть рассмотренной модели фокусируется на стороне предложения: мы описываем, как устроены издержки отраслей и как изменяется монополистическая наценка, которая порождает неполный перенос издержек в цены. При этом мы игнорируем существование жесткости цен и заработных плат в регионах, а также процессы межрегиональной конвергенции. Мы также не учитываем различные структурные различия экономики регионов, а также структурные изменения в отраслевой динамике.

В работах российских авторов используются разные подходы для объяснения региональной неоднородности инфляции. Deryugina et al. (2018) находят, что вклад региональной компоненты в неоднородность российской инфляции ниже, чем вклады общероссийской и отраслевой компонент. Это свидетельствует о важности отраслевой структуры экономики при объяснении региональной дифференциации цен. Перевышин и Егоров (2016) также выделяют общую и специфическую компоненты в региональной инфляции и показывают, что неодинаковая реакция регионов на общие факторы не менее важна, чем какие-либо региональные факторы. Жемков (2019) объясняет региональные различия в инфляции с помощью кратко- и среднесрочных факторов регионального бизнес-цикла. Синельников-Мурылев и др. (2020) оценивают региональные уравнения для кривой Филлипса. Глуценко (2001, 2010) исследует эффекты региональной конвергенции в инфляции и ценах. Серков (2020) находит, что основными факторами, влияющими на дифференциал инфляции Свердловской области и России в целом, являются краткосрочные шоки производительности в торгуемом и неторгуемом секторах. Горшкова и Турунцева (2016) исследуют влияние включения пространственной зависимости на качество прогноза

региональной инфляции. Перевышин и др. (2017, 2018) показали, что издержки межрегиональной торговли, задаваемые удаленностью региона от остальных, являются дополнительным фактором региональной дифференциации индексов цен.

Мы не пытаемся в своей работе учесть те или иные конкретные факторы, объясняющие динамику региональной инфляции, и предполагаем, что, усредняя инфляцию за достаточно длительный период времени, мы уменьшаем влияние перечисленных краткосрочных факторов. Однако при этом не можем полностью избавиться от их воздействия на региональную долгосрочную инфляцию.

Предположим, что рост цен производителей в каждом из секторов каждого региона определяется (57)–(59), а также включает стохастическую часть:

$$\bar{p}_{Nkt} = w_{kt} - z_{Nkt} + \mu_{Nkt}, \quad (70)$$

$$\bar{p}_{Fkt} = (1 - \xi_F)(w_t^* - z_{Tt}^* + s_t + \mu_{Tkt}) + \xi_F(w_{Nkt} - z_{Nkt} + \mu_{Nkt}), \quad (71)$$

$$\bar{p}_{Hkt}(m) = (1 - \xi_H)(w_{mt} - z_{Hmt} + \mu_{Tkt}) + \xi_H(w_{Hkt} - z_{Nkt} + \mu_{Nkt}), \quad (72)$$

где μ_{Nkt} и μ_{Tkt} — стохастические компоненты изменения монополистической наценки²¹ в неторгуемом и торгуемом секторах соответственно, региона k .

Мы предположим, что ситуация в секторе j , региона k определяется общенациональными, отраслевыми, а также региональными факторами:

$$\mu_{jkt} = \mu_t + \mu_{jt} + \varphi_{jkt}, \quad j = N, T, \quad (73)$$

где федеральная часть μ_t определяется влиянием факторов бизнес-цикла страны в целом на монополистическую наценку всех секторов всех регионов; μ_{jt} — отраслевая часть изменения монополистической наценки, которая определяется единой для всех регионов отраслевой динамикой; φ_{jkt} — региональная компонента изменения монополистической наценки сектора j , которая имеет авторегрессионную пространственную компоненту:

$$\varphi_{jt} = \lambda_j W_j \varphi_{jt} + \varepsilon_{jt}, \quad j = N, T, \quad (74)$$

где φ_{jt} — вектор-столбец региональной компоненты монополистической наценки для сектора j ; ε_{jt} — вектор-столбец ошибок; W_j — пространственная матрица.

С помощью пространственной авторегрессии вида (74) мы пытаемся учесть, что: а) многие факторы спроса, отвечающие за динамику региональной инфляции,

²¹Помимо стохастической компоненты монополистической наценки, μ_{jkt} также может иметь трактовку неучтенных предельных издержек.

имеют пространственную структуру²²; б) существуют эффекты межрегиональной конвергенции цен и заработной платы.

Последний эффект сильнее проявляется для торгуемых благ, чем для неторгуемых, поэтому для различных секторов мы предполагаем различающиеся модели для региональной компоненты φ_{jkt} .

С учетом введенных стохастических изменений монополистических наценок долгосрочная инфляция в регионе k приобретает следующий вид:

$$\begin{aligned} \pi_{kt} = & ((1 - \gamma_T) + \gamma_T(\eta + (1 - \eta)[(1 - \gamma_H)\xi_F + \gamma_H\xi_H])) [\Delta w_{Nkt} - \Delta z_{Nkt} + \mu_{Nkt}] + \\ & \gamma_T(1 - \gamma_H)(1 - \eta)(1 - \xi_F) [\Delta w_t^* - \Delta z_{Tt}^* + \Delta s_t] + \\ & \gamma_T\gamma_H(1 - \eta)(1 - \xi_H)\xi_{RB} \left[\frac{(\Delta w_{Hkt} - \Delta w_{Ht}) - (\Delta z_{Hkt} - \Delta z_{Ht})}{1 - \gamma_k} \right] + \\ & \gamma_T\gamma_H(1 - \eta)(1 - \xi_H) [\Delta w_{Ht} - \Delta z_{Ht}] + \\ & \gamma_T(1 - \eta) ((1 - \gamma_H)(1 - \xi_F) + \gamma_H(1 - \xi_H)) \mu_{Tkt}. \end{aligned} \quad (75)$$

Также выразим инфляцию в секторе торгуемых благ:

$$\begin{aligned} \pi_{Tkt} = & (\eta + (1 - \eta) ((1 - \gamma_H)\xi_F + \gamma_H\xi_F)) [\pi_{Nkt}] + \\ & (1 - \gamma_H)(1 - \eta)(1 - \xi_F) [\Delta w_t^* - \Delta z_{Tt}^* + \Delta s_t] + \\ & \gamma_H(1 - \eta)(1 - \xi_H)\xi_{RB} \left[\frac{(\Delta w_{Hkt} - \Delta w_{Ht}) - (\Delta z_{Hkt} - \Delta z_{Ht})}{1 - \gamma_k} \right] + \\ & \gamma_H(1 - \eta)(1 - \xi_H) [\Delta w_{Ht} - \Delta z_{Ht}] + \\ & (1 - \eta) ((1 - \gamma_H)(1 - \xi_F) + \gamma_H(1 - \xi_H)) \mu_{Tkt}. \end{aligned} \quad (76)$$

1.4. Решение модели в матричной форме

Прежде чем записать лог-линеаризованную версию агрегированной модели, мы должны в большинстве уравнений избавиться от номинальной части, то есть перейти к реальным ценам, заработным платам, а также курсу. Если бы в модели не присутствовал эффект захвата доли рынка, мы могли бы полностью избавиться от номинальных переменных в модели, что сделало бы ее инвариантной к номинальному якорю. В нашем случае мы оставляем лишь вхождение экзогенной номинальной переменной (курса иностранной валюты) в условия оптимального ценообразования отечественных благ. Остальные уравнения переписываем в терминах реальных величин (см. Приложение В).

²²Например, изменения мировых цен российского экспорта создают значительные эффекты дохода, имеющие пространственную неоднородность из-за региональной структуры добывающих отраслей. Другой пример — эффекты дохода, возникающие при краткосрочных колебаниях валютного курса, а также цен на продовольственную продукцию.

После линеаризации получим численное решение модели в матричной форме:

$$A\vec{Y} + B\vec{X} = 0, \quad (77)$$

где \vec{Y} — вектор-столбец эндогенных переменных; $\vec{X} = [z_H z_N \mu_H \mu_N s y^* \omega \omega_O p_O^* s f t b]'$ — вектор-столбец экзогенных переменных; A и B — матрицы, соответствующие линеаризованной версии модели.

Решение (77):

$$\vec{Y} = A^{-1}B\vec{X}. \quad (78)$$

Решение в матричном виде (78) необходимо для байесовской оценки параметров модели, однако оно не позволяет детально проанализировать интересующие нас эффекты, которые оказывают экзогенные переменные на реальный курс и цены, поэтому в работе проведен анализ решения модели методом сравнительной статики, результаты которого представлены в Приложении С.

2. Эмпирическая часть

2.1. Байесовская оценка регионального блока

Задача данного раздела — оценить параметры модели на основе статистической информации о регионах России.

Чтобы избежать проблемы эндогенности, мы оцениваем уравнение для долгосрочной инфляции в торгуемом секторе (76). В данном уравнении переменная региональной инфляции в торгуемом секторе π_{Tkt} зависит от двух региональных переменных: долгосрочной инфляции в неторгуемом секторе π_{Nkt} и долгосрочного роста издержек в торгуемом секторе региона по сравнению с аналогичной переменной для страны в целом: $(\Delta w_{Hkt} - \Delta w_{Ht}) - (\Delta z_{Hkt} - \Delta z_{Ht})$ ²³. Deryugina et al. (2018) показали, что роль региональных шоков в объяснении динамики российских цен невелика. Данное свойство подтверждается на выбранном нами семилетнем интервале изменения цен и приводит к низкой корреляции долгосрочной инфляции в торгуемом и неторгуемом секторах (0,25)²⁴. Таким образом, большая часть региональной неоднородности инфляции в секторе торгуемых, а также неторгуемых благ определяется идиосинкразической компонентой. С точки зрения оценки уравнения (76) преобладание идиосинкразической компоненты в ценовой динамике, с одной стороны, обеспечивает достаточно маленькую объясняющую способность региональных факторов, а с другой — избавляет от проблемы эндогенности.

²³ Данная переменная незначительно корректируется на близкую к единице величину $(1 - \gamma_k)$.

²⁴ Дальнейшие расчеты показывают, что корреляция стохастических компонент изменения монополистической наценки в секторах торгуемых и неторгуемых благ также имеет низкую корреляцию (0,25).

Вторая переменная в (76) возникает благодаря эффекту регионального смещения в пользу потребления благ, произведенных в данном регионе: в уравнении эффект характеризуется параметром ξ_{RB} . В уравнении (76) также фигурируют несколько констант, единых для всех регионов: $[\Delta w_t^* - \Delta z_{Tt}^* + \Delta s_t]$ — долгосрочный рост издержек покупки импортных благ; $[\Delta w_{Ht} - \Delta z_{Ht}]$ — средний рост издержек производства торгуемых товаров в стране²⁵; прирост федеральной монополистической наценки μ_t ; прирост монополистической наценки в секторе торгуемых благ μ_{Tt} , единый для всех регионов. Наконец, фигурирует пространственная компонента $\varphi_{Tkt} = \lambda_T W_{Tk} \varphi_{Tt} + \varepsilon_{Tkt}$, характеризующая часть долгосрочного прироста цен, которая не объясняется стороной предложения и коррелирует с аналогичной частью у соседних регионов. Пространственная компонента хотя и не ассоциируется с конкретным эффектом, интерпретируется нами как результат действия различных факторов совокупного спроса, имеющих пространственную структуру, а также эффектов конвергенции. Необъясненный остаток ε_{Tkt} имеет интерпретацию идиосинкразического шока, который может возникнуть при наличии ошибок измерения роста издержек в секторе торгуемых благ, идиосинкразических шоков спроса в регионе k , а также особенностей структуры экономики региона k , не учтенных в модели (неодинаковые доли импортных благ для регионов, неодинаковый эффект регионального смещения, неодинаковые издержки дистрибуции торгуемых благ и др.).

2.1.1. Оцениваемое уравнение

В целях идентификации предположим, что используемая нами стохастическая часть параметров модели предполагает отсутствие отраслевой части изменения монополистической наценки в неторгуемом секторе ($\mu_{Nt} = 0$):

$$\mu_{Nkt} = \mu_t + \varphi_{Nkt} = \mu_t + \left(1 - \lambda_N \sum_{m=1}^M w_{km}\right)^{-1} \varepsilon_{Nkt} = \pi_{Nkt} - (\Delta w_{Nkt} - \Delta z_{Nkt}). \quad (79)$$

Отсюда прирост федеральной части монополистической наценки μ_t выражается как математическое ожидание изменения монополистической наценки в секторе неторгуемых благ:

$$E(\mu_{Nkt}) = \mu_t. \quad (80)$$

В результате с учетом (76), (79) и (80) оцениваемое уравнение записывается как:

²⁵В Приложение Н мы приводим аргументы в пользу адекватности предпосылки экзогенности региональных зарплат при оценке (76).

$$\begin{aligned}
\pi_{Tkt} = & \left(\eta + (1 - \eta)((1 - \gamma_H)\xi_F + \gamma_H\xi_F) \right) [\pi_{Nkt}] + \\
& (1 - \gamma_H)(1 - \eta)(1 - \xi_F)[\Delta w_t^* - \Delta z_t^* + \Delta s_t] + \\
& \gamma_H(1 - \eta)(1 - \xi_H)\xi_{RB} \left[\frac{(\Delta w_{Hkt} - \Delta w_{Ht}) - (\Delta z_{Hkt} - \Delta z_{Ht})}{1 - \gamma_k} \right] + \\
& \gamma_H(1 - \eta)(1 - \xi_H)[\Delta w_{Ht} - \Delta z_{Ht}] + \\
& (1 - \eta) \left((1 - \gamma_H)(1 - \xi_F) + \gamma_H(1 - \xi_H) \right) \left[\mu_t + \mu_{Tt} + \left(1 - \lambda_T \sum_{m=1}^M w_{km} \right)^{-1} \varepsilon_{Tkt} \right].
\end{aligned} \tag{81}$$

В уравнении (81) мы оцениваем следующие параметры:

η — дистрибуционная наценка в терминах неторгуемых благ на единицу торгуемых благ;

γ_H — доля отечественных благ в общем потреблении торгуемых благ домохозяйствами;

θ_N — эластичность замещения между неторгуемыми благами;

ξ_{RB} — коэффициент регионального смещения в пользу потребления благ своего региона;

μ_{Tt} — отраслевая часть монополистической наценки в секторе торгуемых благ;

λ_T — коэффициент пространственной авторегрессии.

Мы используем байесовский метод оценки параметров по нескольким причинам. Во-первых, мы имеем дополнительные источники информации об оцениваемых параметрах; во-вторых, имеющейся региональной информации недостаточно для идентификации всех параметров (81). Таким образом, мы формируем априорные распределения параметров, базируясь на дополнительных источниках информации о доле импортных товаров в потреблении, а также информации о структуре цены товаров.

2.1.2. Данные

Поскольку наша работа нацелена на анализ долгосрочных изменений, для оценки уравнения (81) был сформирован массив данных, отражающих рост рассматриваемых переменных за длительный промежуток времени²⁶. Технические подробности расчета

²⁶Мы используем информацию с 2012 по 2018 г. главным образом из-за ограничения данных по производительности труда.

переменных приведены в Приложении D. Здесь же мы обсуждаем основные свойства используемых данных.

Одной из особенностей данной работы является учет региональной информации для оценки общестрановых параметров. В качестве такой информации мы используем долгосрочный рост цен в N-секторе²⁷, T-секторе, а также долгосрочный рост региональных издержек. Последние оценивались нами как разница между ростом заработной платы и производительности труда.

В качестве наблюдений нами использовались данные 80 регионов²⁸ России, за исключением Республики Крым и г. Севастополя ввиду их недостаточно длинных рядов.

Для расчета региональных издержек T- и N-секторов мы разделили отрасли российской экономики на торгуемые и неторгуемые. К торгуемому сектору были отнесены отрасли, производящие промышленную и сельскохозяйственную продукцию, а к неторгуемому — все остальные отрасли экономики (включая строительство, оптовую и розничную торговлю, транспортные и коммунальные услуги, общественный сектор).

Для оценки секторальной производительности мы использовали собственный расчет отраслевой производительности труда. Произведенная нами оценка имеет приемлемую корреляцию с официальным статистическим расчетом производительности труда, который выполняется в целом по региональной экономике. В секторальном разрезе наблюдается реалистичная картина: прирост производительности труда концентрируется в основной своей массе в технологически интенсивном секторе производства торгуемых благ. Так, медианный прирост производительности в T-секторе составляет 28%, тогда как в N-секторе — 13%.

По аналогии с производительностью труда прирост заработных плат сильнее в торгуемом секторе, однако в силу секторальной мобильности труда разница не является существенной: медианный прирост в T-секторе равен 68%, а в N-секторе — 61%.

Средний рост издержек в торгуемом секторе страны $[\Delta w_{Ht} - \Delta z_{Ht}]$ рассчитывался с помощью информации о доле регионов в потреблении γ_k . Данная доля оценивалась на основе обследования домашних хозяйств, используемого Росстатом для расчета индекса потребительских цен.

²⁷ Данный рост аппроксимировался через изменение региональных цен на услуги. Соответственно, в качестве цен торгуемого сектора рассматривались региональные цены на товары.

²⁸ Ненецкий автономный округ рассматривался как часть Архангельской области, Ханты-Мансийский и Ямало-Ненецкий автономные округа — как часть Тюменской области.

Переменные, отражающие влияние внешнего сектора (издержки импортеров²⁹ и изменение валютного курса), рассчитывались для страны в целом, тем самым оказывая одинаковое влияние на динамику региональных цен.

В табл. 1 представлена описательная статистика используемых нами переменных. Наибольшим региональным разбросом обладает рост производительности труда в торгуемом секторе экономики. Дисперсия данной переменной более чем в 2 раза превышает дисперсию роста производительности в неторгуемом секторе. Секторальные различия в динамике региональной производительности находят свое отражение в динамике заработных плат: неоднородность роста в Т-секторе также почти в 2 раза превышает аналогичный рост в N-секторе.

Повышенные темпы роста региональных издержек сектора торгуемых благ имеют достаточно узкий канал трансмиссии в потребительские цены, который определяется степенью регионального смещения в потреблении ξ_{RB} . Это приводит к невысокой неоднородности региональной инфляции: в отличие от переменных реального сектора экономики, региональная неоднородность цен является намного менее выраженной.

Таблица 1. Описательная статистика переменных

	π_{Tkt}	π_{Nkt}	Δz_{Hkt}	Δz_{Nkt}	Δw_{Hkt}	Δw_{Nkt}	Δp_t^*	Δs_t	γ_k
Среднее	0,47	0,44	0,31	0,14	0,69	0,60	0,23	0,41	0,01
Станд. отклон.	0,04	0,05	0,23	0,10	0,10	0,06	0,00	0,00	0,02

Источники: Росстат, расчеты авторов.

2.1.3. Параметры модели

Поскольку в данной работе используется байесовский метод оценивания, мы задаем априорную информацию о параметрах модели (приведена в табл. 2). Подробное обоснование используемых нами априорных распределений приведено в Приложении Е. Некоторые коэффициенты имеют априорные распределения с низким стандартным отклонением. Это приводит к тому, что основная подстройка параметров модели к наблюдаемым данным будет идти через переменные с «неинформативными» априорными распределениями: ξ_{RB} , μ_{Tt} и λ_T .

²⁹Для отражения информации о данной переменной мы используем информацию об изменении цен в странах — торговых партнерах России. Мы обозначаем эту переменную как p_t^* .

Таблица 2. Априорные распределения параметров

Обозначение	Параметр	Среднее	Стандартное отклонение	Распределение	Источник
η	Дистрибуционная наценка на единицу Т-товаров (в терминах N-товаров)	0,33	0,03	Beta	Статистика Росстата
γ_N	Доля отечественных благ в общем потреблении торгуемых благ домохозяйствами	0,58	0,04	Beta	Статистика Росстата
θ_N	Эластичность замещения между неторгуемыми благами	4,69	0,39	Gamma	Статистика Росстата
ξ_{RB}	Коэффициент регионального смещения в пользу потребления товаров своего региона	0,5	$\frac{1}{\sqrt{12}}$	Uniform	—
μ_{Tt}	Отраслевая часть монополистической наценки в Т-секторе	0	$\frac{1}{\sqrt{12}}$	Uniform	—
λ_T	Коэффициент пространственной авторегрессии	0	$\frac{1}{\sqrt{12}}$	Uniform	—
σ_ε	Стандартное отклонение идиосинкразической компоненты	0	$+\infty$	Cauchy	—

Источники: Росстат, расчеты авторов.

2.1.4. Пространственная матрица

Особенностью оцениваемого уравнения (81) является использование пространственной компоненты региональной монополистической наценки φ_{Tt} . Это позволяет учесть межрегиональные связи, описание которых выходит за рамки теоретической модели. В то же время данные связи проявляются при изучении рассматриваемой нами информации о региональной инфляции. Одна из таких эмпирических закономерностей изображена на рис. F1 Приложения F: регионы, принадлежащие к одному федеральному округу, имеют похожий по знаку инфляционный дифференциал.

Причина такого поведения может быть связана с тем, что краткосрочные колебания региональных цен распространяются не только на регион — источник шока, но и на соседние регионы³⁰. Тем самым данная ситуация будет оказывать влияние и на наблюдаемую региональную инфляцию в долгосрочном периоде.

В уравнении (81) пространственная матрица взаимодействия регионов W_T выступает в роли механизма, согласно которому динамика региональных цен на T -товары передается от региона к региону. Отметим, что данный механизм может быть выстроен по-разному. Наиболее распространенный способ задания экзогенных межрегиональных связей — использование матриц, основанных на географических и административно-территориальных признаках.

В данной работе в качестве проверки робастности результатов (см. Приложение F) мы используем матрицы различного типа — соседства, соседства с поправкой на г. Москву, обратных расстояний, федеральных округов, федеральных округов с поправкой на г. Москву.

В качестве основной пространственной матрицы нами рассматривается матрица федеральных округов с учетом г. Москвы. Преимущество данного типа матрицы — возможность учета не только географических связей между регионами одного округа, но и экономических связей между регионами и столицей (Иванова, 2013). Кроме того, в большинстве случаев использование данной матрицы позволяет снизить до минимума идиосинкразическую компоненту долгосрочной инфляции (см. рис. F4 в Приложении F). Дальнейшие разделы работы базируются на результатах, полученных с использованием данной матрицы.

2.1.5. Результаты оценки

Апостериорные параметры модели были получены с помощью алгоритма Гамильтона, действующего в рамках метода Монте-Карло по схеме Марковской цепи (MCMC). Для этого нами запускалось 4 цепи по 40 тыс. итераций. Поскольку процедура схождения параметров к итоговому распределению является довольно длительной, в каждой цепи мы отбрасывали первые 5 тыс. итераций, чтобы минимизировать влияние подстройки. Наконец, из сгенерированных 140 тыс. итераций случайным образом отбиралась каждая десятая для обеспечения независимости выборки. В итоге апостериорные функции плотности параметров были оценены на основе 14 тыс. величин.

Итоговые распределения параметров приведены на рис. F2 Приложения F и в табл. 3. Эластичность замещения между благами N -сектора была оценена на уровне $\theta_N = 4,86$. Это соответствует монополистической наценке в размере $\frac{\theta_N}{\theta_N - 1} = 1,26$, которая согласно нашему предположению одинакова для компаний

³⁰Например, из-за возможности ценового арбитража на товарных рынках.

в секторах N , F , и H . Доля дистрибуционной наценки в секторах F и H была оценена на уровне $\eta = 0,31$. Среднее значение доли отечественных торгуемых товаров на рынке оказалось на уровне $\gamma_H = 0,58$. Апостериорные оценки γ_H , θ_N и η были скорректированы наблюдаемой статистикой незначительно в виду сильных априорных распределений (см. Приложение Е). Из-за этого основная подстройка в процессе максимизации функции правдоподобия происходит через параметры с малоинформативными априорными распределениями: ξ_{RB} , λ_T и μ_{Tt} . Оценка эффекта регионального смещения в потреблении ξ_{RB} оказалась незначительной: $\xi_{RB} = 0,09$. Среднее значение коэффициента пространственной авторегрессии было оценено на уровне $\lambda_T = 0,5$ с достаточно низким стандартным отклонением (0,15), что подтверждает первоначальные предположения о наличии пространственных связей, влияющих на наблюдаемую дисперсию региональной инфляции. Величина изменения монополистической наценки была оценена на уровне $\mu_{Tt} = 0,01$. Данный параметр играет роль среднего необъясненного издержками остатка и оказался достаточно небольшим, что подтверждает корректность проведенной оценки.

Таблица 3. Априорные и апостериорные распределения параметров

Обозначение	Параметр	Prior		Posterior			
		Mean	Std	Mean	Std	5%	95%
η	Дистрибуционная наценка на единицу Т-товаров (в терминах N-товаров)	0,33	0,03	0,31	0,03	0,27	0,35
γ_H	Доля отечественных благ в общем потреблении торгуемых благ	0,58	0,04	0,58	0,04	0,51	0,64
θ_N	Эластичность замещения между неторгуемыми благами	4,69	0,39	4,86	0,62	3,90	5,97
ξ_{RB}	Коэффициент регионального смещения в пользу потребления товаров своего региона	0,5	$\frac{1}{\sqrt{12}}$	0,09	0,04	0,02	0,16
μ_{Tt}	Отраслевая часть монополистической наценки в Т-секторе	0	$\frac{1}{\sqrt{12}}$	0,01	0,02	-0,02	0,04
λ_T	Коэффициент пространственной авторегрессии	0	$\frac{1}{\sqrt{12}}$	0,50	0,15	0,24	0,74
σ_ε	Стандартное отклонение идиосинкразической компоненты	0	$+\infty$	0,06	0,01	0,05	0,07

Источник: расчеты авторов.

Полученные оценки позволяют исследовать аспекты, связанные как с оценкой прямого долгосрочного переноса валютного курса в различные ценовые агрегаты, так и с влиянием региональной информации на уточнение данной оценки (см. рис. 2 и табл.4).

Таблица 4. Средняя оценка прямого долгосрочного эффекта переноса

Ценовой агрегат	Формула	Prior	Posterior
Импортные товары	$(1 - \xi_F)(1 - \eta)$	0,615	0,644
Торгуемые товары	$(1 - \gamma_H)(1 - \xi_F)(1 - \eta)$	0,257	0,271
ИПЦ	$\gamma_T(1 - \gamma_H)(1 - \xi_F)(1 - \eta)$	0,191	0,201

Источники: Росстат, расчеты авторов.

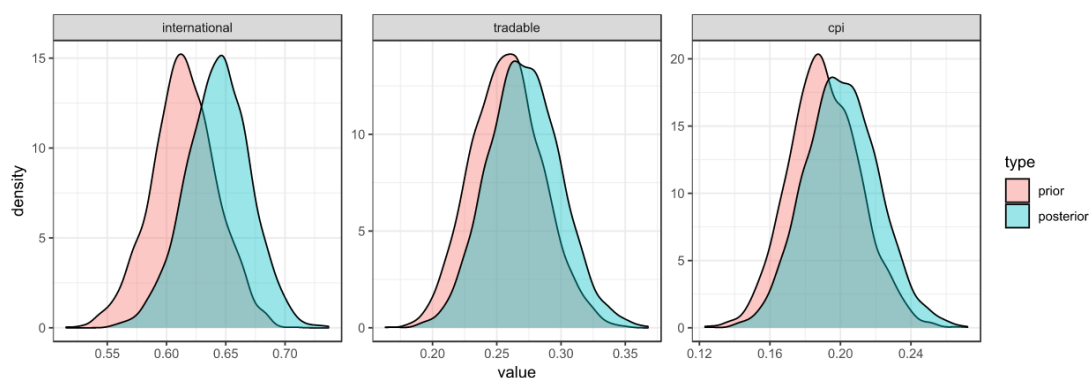


Рис. 2. Априорные и апостериорные распределения прямого долгосрочного эффекта переноса валютного курса в цены импортных товаров, торгуемых товаров и ИПЦ

Источник: расчеты авторов.

Очевидно, что цены импортных товаров являются наиболее чувствительными к динамике валютного курса. Однако из-за существования издержек дистрибуции данные изменения не влияют на импортные цены в соотношении 1:1. По нашим оценкам, при изменении валютного курса на 1% долгосрочное изменение импортных цен в среднем составит 0,644%. Отметим, что без учета региональной информации средняя оценка была бы немногим ниже: 0,615%³¹.

По определению, цены торгуемых товаров и ИПЦ менее чувствительны к динамике валютного курса. Без учета издержек дистрибуции средняя оценка долгосрочного эффекта переноса была бы завышена более чем на 0,1%. В этом случае изменение валютного курса на 1% приводило бы к изменению цен торгуемых товаров в среднем на 0,422%, а ИПЦ — на 0,319%. Наличие издержек неторгуемых факторов производства снижает данный эффект. В итоге для торгуемых товаров он составляет 0,271%, а для ИПЦ — 0,201%. Наконец отметим, что учет региональной информации немного повышает априорную оценку данного эффекта, однако немного увеличивает разброс возможных значений.

Отметим, что используемая нами модель позволяет объяснить достаточно небольшую долю вариации долгосрочной региональной инфляции торгуемых благ (см. Приложение D). Это может быть связано с ненаблюдаемой неоднородностью параметров (см. Altissimo et al., 2003), асимметричным влиянием шоков политики (Carlino and Defina, 1998; Cecchetti, 1999) и небольшим временным интервалом, который не позволяет полностью нивелировать влияние временных шоков.

³¹При выполнении расчетов мы игнорировали ошибку измерения цен торгуемых и неторгуемых благ, связанную с упрощенным подходом к выделению класса неторгуемых благ, в которые мы включили все услуги и не включили никаких товаров. Данная ошибка порождает искусственную отрицательную корреляцию между темпами прироста цен торгуемых и неторгуемых благ, что может снизить вклад неторгуемых благ в динамику торгуемых благ в (76). В этом случае оценка доли издержек дистрибуции в цене торгуемых благ η может оказаться заниженной.

2.2. Байесовская оценка модели общего равновесия

В данном разделе мы проводим байесовскую оценку параметров модели на основе статистики по России за период 2012–2018 годов. Параметры, которые были оценены на базе региональной статистики, в данном расчете фиксируются. Доля природных ресурсов в общем экспорте γ_O была рассчитана на основе информации ФТС о номинальных объемах экспорта товаров топливно-энергетического комплекса. На основе платежного баланса России мы рассчитали усредненное за период 2012–2018 гг. отношение сальдо торгового баланса к номинальному экспорту $\gamma_{ТВ}$. В табл. G1 Приложения G приведены значения данных параметров.

2.2.1. Данные

В табл. G2 Приложения G мы приводим все значения логарифмического прироста эндогенных и экзогенных переменных за три выбранных временных интервала, на основе которых проводится байесовская оценка. В качестве наблюдаемых переменных мы используем информацию о приросте макроэкономических показателей России за период 2012–2018 гг. (см. Приложение D).

В качестве прироста курса иностранной валюты ds мы используем статистику Банка России об индексе номинального эффективного курса рубля. Прирост цен зарубежных благ dp^* рассчитывался нами из соотношения реального и номинального валютного курса (см. раздел «Номинальный валютный курс и издержки импортеров» в Приложении D). Прирост объема производства зарубежных благ dy^* аппроксимируется нами через прирост ВВП стран — торговых партнеров России (см. раздел «Рост мировой экономики» в Приложении D). Таким образом, используемая нами статистика для измерения переменных зарубежной экономики учитывает ту же структуру международной торговли, что и мера прироста курса иностранной валюты ds .

Прирост объемов экспорта природных ресурсов (dx_O) и цен на них (dp_O^*) мы оценивали исходя из информации ФТС об изменении физических объемов экспорта и цен по группировке «Топливо-энергетические товары». Прирост объемов экспорта dx измеряется нами с помощью информации Росстата об изменении компонентов ВВП по использованию, тогда как для прироста платежного баланса dtb мы опирались на статистику Банка России по одноименному показателю.

Прирост объемов производства dy и объемов потребления dc измерялся нами на основе статистики Росстата о реальном изменении ВВП и конечного потребления домашних хозяйств соответственно. Прирост рабочей силы dl оценивался как прирост населения в возрасте от 20 лет до возраста, на 15 лет меньшего среднего ожидаемого возраста дожития (данные Росстата).

Для измерения приростов объемов производства в Т-секторе dy_H и N-секторе dy_N мы использовали информацию Росстата об изменении компонентов ВВП по производству. Прирост секторальной производительности (dz_H, dz_N) и заработной платы (dw_H, dw_N) оценивался в соответствии со схемой, используемой нами для измерения аналогичных переменных в региональном блоке модели (см. раздел «Региональные издержки» в Приложении D). В качестве Т-сектора мы рассматривали отрасли производства промышленной и сельскохозяйственной продукции, тогда как к N-сектору были причислены все остальные отрасли экономики.

При вычислении экзогенного изменения номинального курса иностранной валюты мы учли наличие общей части прироста всех номинальных переменных, которую ассоциировали с номинальным якорем денежно-кредитной политики. Для периода 2015–2018 гг. общую часть m мы связали с таргетируемым уровнем инфляции 4% годовых. Для периода 2012–2014 гг. мы взяли середину диапазона инфляции, закладываемого Банком России в Основных направлениях единой государственной денежно-кредитной политики на соответствующий год.

При оценке мы используем наблюдаемые ряды 12 переменных³²: $d\tilde{p}, d\tilde{s}, d\tilde{w}_H, d\tilde{w}_N, dz_H, dz_N, dx, dy, dtb, dp_O^*, d\omega_O, dy^*$, что с учетом ограниченного объема информации о каждой переменной свидетельствует о необходимости использования априорной информации о параметрах в рамках байесовской методологии.

2.2.2. Априорная информация

При формировании базы априорных знаний о параметрах мы опираемся на работы отечественных авторов, которые практически во всех случаях калибруют интересующие нас параметры на основе зарубежных исследований.

В большинстве работ отечественные и зарубежные блага предполагаются субститутами с эластичностью замещения больше единицы. Оценки параметра, аналогичного параметру δ в нашей работе, содержатся в работах Charnavoki (2019) (где δ калибруется на уровне 1,5), а также Зубарева и Полбина (2017): $\delta = 2,5$. В других работах калибруется параметр, который характеризует эластичность замещения между отечественными и зарубежными благами. Например, в работе Крепцева и Селезнева (2017), данная эластичность калибруется на уровне 0,91–1,01, а в работе Shulgin (2018) — на уровне 0,66. Sosunov and Zamulin (2007) рассматривают

³²Для того чтобы воспользоваться алгоритмами байесовской оценки, реализованными в Dupage (Adjemian et al., 2011), мы с помощью линейной интерполяции сформировали квартальные ряды переменных. Поступив таким образом, мы избавились от высокочастотной составляющей рядов, изучение которой выходит за рамки исследования. Каждый наш ряд содержит в себе информацию лишь о двух значениях: логарифмическом приросте за 2012–2014 и 2015–2018 гг. (табл. G2). Остальные точки (всего 28 кварталов) являются производными от этих двух значений и новой информации не несут.

два варианта калибровки, предполагая, что отечественные и зарубежные блага являются субститутами (1,5) или комплементами (0,67). При выборе среднего априорного распределения параметра δ мы полагаем, что, во-первых, эластичность замещения между отечественными и зарубежными торгуемыми благами должна быть выше, чем эластичность замещения между отечественными и зарубежными промежуточными благами; во-вторых, долгосрочная эластичность может оказаться выше, чем эластичность, характеризующая поведение d/x на частоте бизнес-цикла³³. Мы используем гамма-распределение со средним 2,5 и стандартным отклонением 1,25: $\Gamma(2, 5; 1, 25)$, закладывая, что отечественные и зарубежные блага достаточно легко замещаются в долгосрочном периоде. Во всех априорных распределениях мы закладываем невысокий уровень уверенности в выбранных средних значениях параметров.

Торгуемые и неторгуемые блага в большинстве случаев рассматриваются как комплементы: $\alpha < 1$. Например, в работе Charnavoki (2019) $\alpha = 0,74$, в работе Зубарева и Полбина (2017) $\alpha = 0,75$, а в работе Shulgin (2018) $\alpha = 0,66$. Для задания априорного распределения мы используем распределение $\Gamma(0,75; 0,375)$, также предполагая относительно слабую замещаемость торгуемых и неторгуемых благ.

Калибровка параметров функции полезности d/x в работах российских авторов характеризуется значительным разбросом значений. Khvastova et al. (2016) на микроданных оценили величину, обратную эластичности межвременного замещения σ , на достаточно низком уровне: $\sigma = 0,24$. Однако большинство исследователей в своих работах калибруют данный параметр гораздо выше. Малаховская и Минабутдинов (2013) калибруют σ на уровне 1, а Charnavoki (2019) — на уровне 2. В работах Шульгин (2014) и Shulgin (2018) σ оценивается на макроданных и составляет 3,03 и 1,97 соответственно. В нашей работе мы используем априорное гамма-распределение $\Gamma(2; 1)$, что предполагает достаточно низкую межвременную эластичность замещения.

Высокая параметрическая неопределенность связана с калибровкой величины, обратной эластичности предложения труда по Фришу κ . Стандартом является предположение об умеренном значении данной эластичности, как у Charnavoki (2019) $\kappa = 1$. В своей работе он отмечает, что оценки на микроданных очень малы, а в моделях бизнес-цикла, напротив, используется предпосылка низкой эластичности предложения труда. Khotulev and Styryn (2020) в своей работе вслед за Woodford (2003) предполагают очень эластичную функцию предложения труда ($\kappa = 0,1$), хотя и признают, что данная калибровка не соответствует микроданным. Оценки на макроданных для России дают гораздо более значительные величины данного параметра: Шульгин (2014) $\kappa = 7,9$; Shulgin (2018) $\kappa = 1,77$. Основываясь на

³³Galloway et al. (2003) на американских данных нашли, что долгосрочная эластичность замещения между импортными и отечественными благами приблизительно в 2 раза выше краткосрочной. Cooley and Quadrini (2003) использовали различные эластичности для краткосрочного и долгосрочного периода при моделировании.

достаточно противоречивой информации, и имея в виду тот факт, что в долгосрочном периоде эластичность предложения труда априорно ниже, чем на частоте бизнес-цикла, мы выбираем распределение с умеренно высоким априорным средним и низкой степенью уверенности: $\Gamma(2; 1)$.

При оценке нашей модели роль параметра σ состоит в том, что он позволяет альтернативным образом задать реакцию реальной заработной платы k на изменение экономической активности. Параметр σ характеризует подстройку заработной платы, происходящую из-за изменения потребления c , в то время как k характеризует подстройку, происходящую из-за изменения занятости l . Высокая корреляция потребления и занятости в результате экзогенных изменений спроса приводит к тому, что данные переменные становятся во многом субститутами в модели (как в случае экзогенного изменения курса иностранной валюты). В то же время некоторые экзогенные переменные (например, связанные с внешней сферой: dp_O^* и dy^*) вызывают значительную дифференциацию отклика потребления и занятости. При контроле решения на данные переменные, оценки σ и k могут значительно разойтись.

Другой источник априорной информации, принимавшийся в расчет при получении оценок параметров, – представления о свойствах решения модели, которые базируются на выявленных эффектах сравнительной статики (см. Приложение С). В отличие от Corsetti et al. (2005), которые стремились получить реалистичную картину краткосрочных корреляций переменных, мы контролируем оценку на отклик долгосрочного реального курса на долгосрочное изменение цены природных ресурсов (С.49) и производительности Т-сектора (С.44) (эффект Балассы-Самуэльсона), а также отклик экспорта на изменение объемов зарубежного спроса.

2.2.3. Результаты оценки

Оценка производится на основе статистики логарифмического прироста 12 наблюдаемых переменных в период с 2012 по 2018 г.: $d\tilde{p}$, $d\tilde{s}$, $d\tilde{w}_H$, $d\tilde{w}_N$, dz_H , dz_N , dx , dy , dtb , dp_O^* , $d\omega_O$, dy^* . Большинство наблюдаемых переменных являются экзогенными в модели. Изменения в наблюдаемых эндогенных переменных $d\tilde{p}$, $d\tilde{w}_H$, dx и dy объясняются четырьмя латентными экзогенными переменными. Для объяснения необъясненной части прироста реальной заработной платы \tilde{w}_H мы используем экзогенный сдвиг функции предложения труда n . Для объяснения изменения объема производства dy мы предполагаем, что меняется доля спроса мировой экономики, которая приходится на отечественный экспорт $d\omega$. Для объяснения изменения отечественного экспорта используется латентный прирост

стабфонда dsf . Наконец, для того чтобы воспроизвести динамику ИПЦ, мы предположим существование ненаблюдаемой ошибки измерения ep ³⁴.

На данном этапе мы используем уже реализованные в Dynare (Adjemian et al., 2011) алгоритмы расчета функции правдоподобия, максимизации апостериорной функции и Метрополиса-Хастингса (МСМСМН)³⁵. Мы получили 500 тыс. итераций алгоритма Метрополиса-Хастингса, действующего в рамках метода Монте-Карло по схеме Марковской цепи (МСМСМН), из которых отбросили 20%. Результаты оценки параметров приведены в табл. G3.

Эластичность замещения между отечественными и зарубежными торгуемыми благами была оценена выше априорных представлений ($\delta = 3,855$) с достаточно низким стандартным отклонением (0,092), что соответствует узкому диапазону 90%-ного доверительного интервала: $\delta \in (3,69; 4,02)$. Эластичность замещения между торгуемыми и неторгуемыми благами была оценена ниже своего априорного среднего ($\alpha = 0,388$) при достаточно широком доверительном 90%-ном интервале: $\alpha \in (0,09; 0,68)$. Оба параметра неплохо идентифицируются на данных, что позволяет существенно скорректировать априорную информацию о таких эластичностях. Корректировка априорных оценок параметров в процессе байесовской оценки произошла в сторону выполнения предпосылок модели Балассы-Самуэльсона. Долгосрочная эластичность замещения между торгуемыми и неторгуемыми благами оказалась ниже, чем в моделях бизнес-цикла (нулевая эластичность в модели Б-С). Долгосрочная эластичность замещения между отечественными и зарубежными торгуемыми благами, напротив, оказалась выше, чем в моделях бизнес-цикла (бесконечная эластичность в модели Б-С). Оценка данных эластичностей во многом базируется на априорном представлении о корректности знака эффекта Б-С (см. рис. С1, Приложения С) и выполнении модифицированного условия Маршалла-Лернера (см. обсуждение уравнения (С.29) в Приложении С).

Оценка параметров функции полезности σ и κ оказалась менее определенной, так как в использованных данных содержалось достаточно мало информации для идентификации данных параметров. Апостериорная оценка величины, обратной межвременной эластичности, оказалась оценена близко к априорному среднему: $\sigma = 1,88$. Байесовская оценка данного параметра практически не сузила изначально широкие пределы, которые мы задали с помощью малоинформативного априорного

³⁴Модель сформулирована в реальных терминах таким образом, что номинальная переменная ИПЦ p не оказывает прямого эффекта на реальные переменные. Таким образом, необъясненная часть ИПЦ имеет интерпретацию ошибки измерения. Условие (В.26) в терминах прироста приобретет вид: $dp = ds - dq + dp_N^* + ep$.

³⁵Мы не видим значимых ограничений в применении методологии байесовской оценки моделей бизнес-цикла для оценки статической модели на искусственно сформированных квартальных данных. Большинство особенностей методов, реализованных в Dynare для работы с различными аспектами динамических свойств рядов, в этом случае остается невостребованным.

распределения: 90%-ный интервал составляет $\sigma \in (0,43; 3,31)$. Оценка величины, обратной эластичности предложения труда по Фришу, была скорректирована достаточно сильно по сравнению с априорным средним ($\kappa = 6,445$), то есть долгосрочные данные свидетельствуют о низкой эластичности предложения труда по Фришу. 90%-ный доверительный интервал для данного параметра: $\kappa \in (3,52; 9,32)$. Эластичность монополистической наценки по номинальному курсу иностранной валюты идентифицируется наиболее определенно: $\psi = 0,333$ при минимальной ширине 90%-ного доверительного интервала (около 0,001). Это объясняется тем, что в уравнении (С.11) Приложения С параметр ψ характеризует единственный в базовом варианте оценки механизм, позволяющий объяснить, почему цены выросли меньше, чем издержки³⁶.

В табл. G3 Приложения G оценка стандартных отклонений экзогенных переменных характеризует долгосрочные изменения экзогенных переменных, а также их относительные изменения в двух интервалах.

Дополнительная информация об особенностях байесовской оценки приведена в табл. G4, где представлены оценки вкладов экзогенных переменных в динамику приростов эндогенных переменных за период 2012–2018 годов.

Основным драйвером эндогенных переменных за период 2012–2018 гг. стало снижение реальной цены природных ресурсов: $dp_{\mathcal{O}}^* = -0,631$. Оно ослабило курс рубля на 0,177 в реальном выражении, снизило реальные зарплаты на 0,045 и потребление на 0,158. Реальное ослабление рубля при снижении цены на природные ресурсы требует, чтобы $ds - dp = 0,177$. Так как мы предположили, что изменение номинального курса (с коррекцией на номинальный якорь) является экзогенной величиной, то снижение цены природных ресурсов внесет отрицательный вклад в ИПЦ -0,177. Данный результат можно трактовать как эффект издержек: снижение цены природных ресурсов уменьшает возможности потребления благ, что приводит к снижению требуемой заработной платы и издержек производства. Если же отказаться от предпосылки экзогенности изменения номинального курса рубля и часть наблюдаемого номинального ослабления рубля ассоциировать со снижением цены природных ресурсов, то общий эффект изменения цены на нефть на ИПЦ будет неопределенным. Аналогичные рассуждения можно провести для всех остальных экзогенных переменных: их вклад в ИПЦ посчитан без учета возможного воздействия на ИПЦ через канал номинального курса рубля.

Следствием реального ослабления национальной валюты стал небольшой положительный эффект снижения нефтяных цен на выпуск и занятость. С одной стороны, такой результат серьезно противоречит данным на частоте бизнес-цикла, где наблюдается существенная положительная корреляция цен на нефть с выпуском.

³⁶В альтернативном варианте оценки ALT5 (см. далее) мы предполагаем, что $\psi = 0$, а рост цен ниже, чем издержек из-за экзогенного изменения монополистической наценки.

С другой стороны, он хорошо соотносится с более долгосрочным эффектом голландской болезни. Введенная в модель переменная, которую можно было бы ассоциировать с ролью стабфонда ($dsf = -0,041$), не ослабляет, а даже немного усиливает действие экзогенного падения цены природных ресурсов. Это, во-первых, означает, что прирост экспорта хорошо соотносится с экзогенными переменными и параметрами модели и не требует существенной коррекции за счет латентной экзогенной переменной. Во-вторых, это косвенно свидетельствует о том, что роль стабфонда в объяснении долгосрочной картины невелика: об этом свидетельствуют и данные, согласно которым величина стабфонда за рассматриваемый период изменилась незначительно. Существенное латентное снижение доли мировой экономики, приходящейся на отечественный экспорт $d\omega = -0,136$, ослабляет воздействие экзогенной переменной мирового выпуска $dy^* = 0,162$ на отечественную экономику. Общий эффект от действия двух экзогенных переменных становится незначительным: $dy^* + d\omega = 0,026$.

Анализируя изменение реального курса иностранной валюты dq за рассматриваемый период, отметим, что основной вклад в его объяснение внесла динамика цен на природные ресурсы: 0,177 из 0,170. Остальные факторы в сумме дали величину, близкую к нулю: рост зарубежной экономики (-0,014 с поправкой на $d\omega$), рост производительности в Н-секторе (-0,044) и сдвиг функции предложения труда (-0,027) способствовали укреплению рубля, в то время как рост производительности в N-секторе (0,037) и рост относительной зарплаты в Н-секторе (0,028) способствовали ослаблению национальной валюты.

Вследствие сделанного нами предположения о том, что номинальный курс не реагирует на экзогенные шоки, ИПЦ в нашей модели является отражением динамики двух переменных: реального курса рубля, а также экзогенного номинального курса. Вклад изменения реального курса рубля в ИПЦ отражает воздействие всех экзогенных шоков на ИПЦ через канал издержек. Вклад изменения номинального курса (перенос курса в цены) отражает совокупное воздействие всех шоков через канал валютного курса. Последний при почти полном долгосрочном переносе (см. далее) способствовал росту номинальных цен в долгосрочном периоде на 0,327.

Реальная заработная плата выросла за 7 лет на 0,141, и модель достаточно равномерно разложила данный прирост на несколько факторов. Основной – это эффект, связанный с экзогенным номинальным ослаблением рубля: 0,109. Повышению реальной зарплаты также способствовал рост производительности в обоих секторах (вклад Н-сектора — 0,065, вклад N-сектора — 0,031). Снижение цены на нефть уменьшило реальные зарплаты на 0,045, а рост относительной зарплаты в Н-секторе внес отрицательный вклад в размере -0,027.

Влияние эффекта захвата доли рынка на динамику реального сектора оказалось существенно ослабленным сильной эндогенной реакцией заработной платы:

изначальное снижение относительных цен отечественных товаров при снижении наценки отечественных производителей в ответ на номинальное ослабление валюты ψds компенсируется ростом заработной платы, что снижает стимулы к увеличению производства и экспорта отечественных производителей почти до нуля. Наши расчеты показали, что в долгосрочном периоде эффект захвата доли рынка малоэффективен: он практически не снижает эффект переноса курса в цены и, следовательно, почти не создает эффекта на реальную экономику. Основными реципиентами данного эффекта становятся отечественные рабочие: их реальная зарплата растет. При этом совокупное потребление в стране растет не очень существенно, так как при увеличении реальной заработной платы уменьшается доход d/x от прибыли компаний, которые снизили свою монополистическую наценку.

Существенный рост экспорта dx за рассмотренный период отнесен в своем большинстве (0,19 из 0,23) на эффект реального ослабления валюты в результате произошедшего снижения цен на нефть. Рост производительности в торгуемом секторе также выступил драйвером роста объема экспорта (вклад 0,04).

Мы не стали вводить дополнительные шоки, позволяющие объяснять рост потребления dc и трудовых ресурсов dl . Модель неплохо объясняет наблюдаемую динамику трудовых ресурсов: модельное снижение $-0,037$ против наблюдаемого снижения $-0,024$. При этом модель не способна объяснить наблюдаемый рост потребления на $0,088$, и при достаточно существенной негативной динамике цен на нефть (вклад в dc составляет $-0,158$) предсказывает падение потребления на $0,117$. Не имея возможности учесть фактическую динамику потребления, мы могли бы получить достаточно сильное искажение параметров, характеризующих функцию полезности: σ и κ . Однако вхождение латентной переменной n , задающей сдвиг кривой предложения, в условие формирования реальной заработной платы (В.14) позволяет нам минимизировать роль отсутствия фактической динамики потребления в списке наблюдаемых переменных на оценку параметров модели.

2.3. Результаты расчета коэффициентов долгосрочного переноса курса в цены

На основе анализа сравнительной статики (Приложение С) рассчитаем коэффициенты, характеризующие эффект переноса курса в цены, эффект изменения цен природных ресурсов (см. С.43), а также эффект Балассы-Самуэльсона для базового, а также нескольких альтернативных вариантов задания априорных распределений. Результаты расчетов представлены в табл. 5.

В базовом варианте оценки (BL) основные эластичности удовлетворяют априорным представлениям об откликах эндогенных переменных на экзогенные переменные. Так, эластичность курса иностранной валюты по цене природных

ресурсов составляет $\frac{dq}{dp_O^*} \equiv \theta_{tb}\gamma_O = -0,272$. Данная оценка долгосрочной эластичности реального курса рубля по цене на нефть близка оценкам в работах Гурвич и др. (2008) — 0,241, Скрыпник (2016) — 0,256, Polbin (2017) — 0,33, Polbin et al. (2019) — 0,261.

Коэффициент Балассы-Самуэльсона, связанный с реакцией реального курса на прирост производительности Н-сектора (см. С.44), был оценен на уровне $\frac{dq}{dz_H} \equiv \theta_{z_H} = -0,272$, что удовлетворяет широко распространенному представлению о том, что технологический рост в торгуемом секторе является драйвером экономического роста и укрепления национальной валюты. Еще одной проверкой адекватности модели является реакция объема экспорта на рост мировой экономики: $\frac{dx}{dy^*}$, которая априори должна лежать в интервале (0; 1). Это свидетельствует о том, что эффект международной конкуренции, связанный с укреплением национальной валюты при росте зарубежной экономики, создает отрицательную обратную связь при росте автономного спроса на экспорт. В базовой оценке $\frac{dx}{dy^*} = 0,435$.

Мы ожидаем, что рост цены природных ресурсов будет стимулировать потребление и дестимулировать объем экспорта торгуемых благ. В базовой версии оценки так и происходит: $\frac{dc}{dp_O^*} = 0,275$, $\frac{dx}{dp_O^*} = -0,293$. Эффект от укрепления национальной валюты при высокой эластичности замещения между отечественными и зарубежными торгуемыми благами оказывается достаточно сильным, чтобы потери в экспорте торгуемых благ оказали отрицательный эффект на объем производства: $\frac{dy}{dp_O^*} = -0,045$, что соответствует эффекту голландской болезни.

Таблица 5. Оценка эффекта переноса курса, эффекта Балассы-Самуэльсона в цены и основных эластичностей для альтернативных оценок модели

	Обозначение	Название	На основе мод постериорных распределений					
			BL	ALT1	ALT2	ALT3	ALT4	ALT5
Параметры	δ	Эластичность замещения отечественных и импортных торгуемых благ	3,878	1,355	1,343	2,523	3,793	2,487
	σ	Величина, обратная эластичности межвременного замещения	1,238	0,244	5,008	3,029	1,269	4,986
	ψ	Минус эластичность монополистической наценки по номинальному валютному курсу	0,333	0,333	0,334	0,333	0,49	0
	α	Эластичность замещения между торгуемыми и неторгуемыми благами	0,277	0,966	0,511	0,559	0,311	0,561
	κ	Величина, обратная эластичности предложения труда по Фришу	6,687	0,153	5,005	4,8	6,635	3,156
Идентичные пер.	n	Сдвиг предложения труда	-0,084	-1,255	-0,114	-0,124	-0,086	-0,145
	dw	Прирост доли отечественных товаров в мировой экономике	-0,138	-0,003	-0,002	-0,065	-0,145	-0,001
	dsf	Прирост стабфонда	-0,041	0,218	0,229	0,1	-0,052	0,109
Необъясненная часть	$dq^{obs} - dq$	Необъясненная часть прироста реального валютного курса	-0,003	-0,003	-0,003	-0,003	-0,014	0
	$dp_T^{obs} - dp_T$	Необъясненная часть прироста цен торгуемых благ	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,011	0
	$dp_N^{obs} - dp_N$	Необъясненная часть прироста цен неторгуемых благ	0,029	0,029	0,029	0,029	0,032	-0,001
	$dy_N^{obs} - dy_N$	Необъясненная часть прироста объема производства N-сектора	0,202	0,125	0,125	0,161	0,207	0,124
	$dy_H^{obs} - dy_H$	Необъясненная часть прироста объема производства H-сектора	-0,062	-0,016	-0,02	-0,038	-0,064	-0,025
	$dc^{obs} - dc$	Необъясненная часть прироста объема потребления	0,204	0,134	0,129	0,166	0,209	0,123
	$dl^{obs} - dl$	Необъясненная часть прироста трудовых затрат	0,012	0,017	0,014	0,014	0,013	0,01
Эластичности	θ_{zH}	Эффект Балассы-Самуэльсона	-0,272	0,663	0,16	-0,182	-0,266	-0,262
	θ_{zN}	Эластичность реального валютного курса по производительности N-сектора	0,617	1,408	0,641	0,602	0,617	0,551
	θ_{y^*}	Эластичность реального валютного курса по зарубежному выпуску	-0,525	-1,136	-2,093	-0,872	-0,538	-0,904
	$\theta_{\gamma\phi}$	Эластичность реального валютного курса по цене природных ресурсов	-0,272	-0,679	-1,212	-0,488	-0,279	-0,54
	$\frac{dy}{dp^*}$	Эластичность выпуска по цене природных ресурсов	-0,045	0,147	-0,214	-0,127	-0,047	-0,199
	$\frac{dx}{dp^*}$	Эластичность экспорта по цене природных ресурсов	-0,293	-0,256	-0,452	-0,342	-0,294	-0,373
	$\frac{dc}{dp^*}$	Эластичность потребления по цене природных ресурсов	0,275	0,589	0,242	0,219	0,274	0,143
	$\frac{dy}{dy^*}$	Эластичность выпуска по зарубежному выпуску	-0,003	0,51	-0,144	-0,044	-0,004	-0,072
	$\frac{dx}{dy^*}$	Эластичность экспорта по зарубежному выпуску	0,435	0,572	0,22	0,389	0,433	0,376
	$\frac{dc}{dy^*}$	Эластичность потребления по зарубежному выпуску	0,082	0,821	0,192	0,101	0,083	0,074
	$\frac{dy}{ds}$	Эластичность выпуска по экзогенному приросту номинального валютного курса	0,041	0,49	0,034	0,041	0,06	0
	$\frac{dx}{ds}$	Эластичность экспорта по экзогенному приросту номинального валютного курса	0,016	0,225	0,017	0,017	0,024	0
	$\frac{dc}{ds}$	Эластичность потребления по экзогенному приросту номинального валютного курса	0,046	0,461	0,032	0,044	0,068	0
Перенос курса в цены	ϕ_{PF}	Полный долгосрочный перенос курса в импортные цены	0,999	0,945	0,996	0,998	0,998	1
	ϕ_{PF}	Полный долгосрочный перенос курса в цены зарубежных торгуемых благ	0,993	0,733	0,98	0,989	0,99	1
	ϕ_{PH}	Долгосрочный перенос курса в цены отечественных торгуемых благ	0,981	0,25	0,944	0,97	0,972	1
	ϕ_{PT}	Полный долгосрочный перенос курса в цены торгуемых благ	0,986	0,454	0,959	0,978	0,979	1
	ϕ_{PN}	Полный долгосрочный перенос курса в цены неторгуемых благ	0,981	0,25	0,944	0,97	0,972	1
	ϕ_P	Полный долгосрочный перенос курса в потребительские цены	0,985	0,401	0,956	0,976	0,977	1

Источник: расчеты авторов.

Очень сильный отклик реальной заработной платы на изменение относительных цен отечественных и зарубежных благ при возникновении эффекта захвата доли рынка приводит к тому, что практически весь рост реального курса иностранной валюты, возникающий при экзогенном росте номинального курса, исчезает. Если реальный курс почти не реагирует на номинальный курс, тогда перенос курса в цены оказывается близким к полному. В базовой версии оценки (на базе мод) перенос экзогенных изменений курса в ИПЦ составляет 98,5%. Этому способствуют высокая эластичность замещения между отечественными и зарубежными торгуемыми благами $\delta = 3,878$ и высокие значения параметров полезности d/x (низкая жесткость цен, связанная с предложением труда): $\sigma = 1,238$ и $\kappa = 6,687$. Байесовская оценка 90%-ного доверительного интервала для коэффициента долгосрочного переноса курса в цены составляет: (98,1; 99,0%)

Мы сравнили результаты базовой оценки BL с пятью альтернативными вариантами. Первые три альтернативы (ALT1-3) различаются вариантами априорных распределений параметров. В ALT4 мы на 10% увеличиваем вклад общей части (номинального якоря) в рост цен, зарплат, номинального курса. В ALT5 мы оцениваем модель без эффекта захвата доли рынка. В Приложении G приведены аргументы в пользу выбора базового варианта оценки по сравнению с альтернативными, а также продемонстрирована робастность оценки долгосрочного эффекта переноса курса в цены.

3. Обсуждение результатов

3.1. Эффект переноса курса в цены и реальные жесткости

В модели присутствуют шесть параметров, отвечающих за реальные жесткости, которые в итоге и определяют эффект переноса курса в цены. Если бы в модели не было эффекта захвата доли рынка ($\psi = 0$), то перенос валютного курса в цены был бы полным ($\varphi_P = \varphi_{P_N} = \varphi_{P_T} = \varphi_{P_F} = 1$). Эффект издержек дистрибуции, который задает реальную жесткость цен торгуемых благ (интенсивность эффекта определяется ξ_F), способен лишь усилить возникший (за счет $\psi > 0$) эффект неполноты переноса за счет увеличения веса неторгуемых благ ν_N в ИПЦ. Аналогично остальные параметры, задающие реальную жесткость цен в модели, способны лишь повлиять на коэффициент переноса при условии, что $\psi > 0$. Увеличение реальных жесткостей цен, создаваемых предложением труда, уменьшает перенос курса в цены: увеличение эластичностей предложения труда ($\downarrow \kappa$) и межвременного замещения ($\downarrow \sigma$) снижает реакцию заработной платы на потребление и занятость, что увеличивает реакцию реального курса на изменение номинального курса. Реальная жесткость цен,

связанная с предложением труда, усиливает другие эффекты реальной жесткости и способствует снижению переноса курса в цены.

Наконец, чем выше реальная жесткость цен, создаваемая эффектами конкуренции и эластичностями замещения ($\uparrow \delta$ и $\uparrow \alpha$), тем выше перенос курса в цены. Данный вывод не укладывается в принцип: чем выше каждый отдельный эффект реальной жесткости, тем выше интегральный показатель реальной жесткости цен и, следовательно, ниже перенос курса в цены. Это связано с тем, что при заданной интенсивности эффекта захвата доли рынка ψ реакция относительных цен на изменение спроса (номинального курса) будет определена данным параметром и не связана с эластичностями δ и α . Роль данных эластичностей меняется: они задают силу отрицательной обратной связи через рынок труда. Чем выше реальная жесткость цен, связанная с эффектами конкуренции ($\uparrow \delta$ и $\uparrow \alpha$), тем сильнее реакция объемов спроса на продукцию отечественных компаний при заданном изменении относительных цен, и, следовательно, сильнее реакция заработной платы. Рост заработной платы увеличивает издержки и создает отрицательную обратную связь, которая ослабляет изначальный эффект от снижения относительных цен отечественных благ.

Отрицательный вклад эластичностей δ и α в интегральный показатель реальной жесткости цен связан исключительно с введенным ad hoc эффектом захвата доли рынка, который мы привязали к экзогенному изменению номинального курса. Для всех остальных экзогенных переменных картина более стандартная: увеличение степени реальной жесткости каждого отдельного элемента (эффекта) увеличивает интегральную жесткость цен.

3.2. Эмпирические оценки долгосрочного эффекта переноса курса в цены

Наша работа посвящена исследованию долгосрочного эффекта переноса курса в цены, что вносит свою специфику в сравнение наших результатов с другими исследованиями. Мы обходим стороной основные проблемы, над которыми работают современные исследователи эффекта переноса курса в цены: влияние различных шоков на возникающий эффект переноса (Corsetti et al., 2007; Forbes et al., 2018); нелинейность эффекта переноса (Ben Cheikh, 2012; Colavecchio and Rubene, 2020; Андреев, 2019), асимметричность эффекта переноса (Delatte and López-Villavicencio, 2012; Пономарев и др., 2014; Андреев, 2019); зависимость эффекта переноса от режима монетарной политики (Gagnon and Ihrig, 2004; Aleem and Lahiani, 2014); эффект переноса в режиме инфляционного таргетирования (Mishkin and Schmidt-Hebbel, 2007; Картаев и Якимова, 2018); региональные и секторальные особенности переноса курса в цены (Camra and Goldberg, 2005; Добрынская, 2007) и другие.

Рассмотрим, как полученные в работе результаты соотносятся с результатами других авторов.

3.2.1. Оценка долгосрочного переноса курса в цены с помощью VAR-моделей

Большинство работ, посвященных эмпирической оценке эффекта переноса курса в цены, базируются на различных модификациях векторной авторегрессии (VAR). Импульсные отклики оцененной VAR-модели (либо другой сходной по природе модели, например ARDL, ECM и др.) позволяют получить ответ на вопрос о долгосрочном отклике цен на шок валютного курса и сделать вывод о долгосрочном эффекте переноса курса в цены. В большинстве вариантов оценок VAR 12 месяцев достаточно, чтобы отклик цен стабилизировался на долгосрочном уровне, поэтому определенным стандартом в исследовании является оценка отклика цен через 3 месяца (краткосрочный эффект переноса курса в цены) и 12 месяцев (долгосрочный эффект переноса курса в цены).

Большинство оценок долгосрочного (12 месяцев) переноса курса в цены оказываются низкими по сравнению с нашей оценкой. Например, Добрынская (2007) вычисляет эффект переноса с помощью оценивания векторной модели коррекции ошибками на периоде с января 1998 г. по май 2005 года. Автор находит, что период, используемый для оценивания модели, существенным образом влияет на оценку эффекта переноса. Например, для периода с января 1998 г. по декабрь 1999 г. характерен повышенный эффект переноса в размере 63% за год, поскольку данная подвыборка включает в себя динамику экономики в кризис 1998 года. После исчерпания влияния кризиса 1998 г. для российской экономики, по расчетам автора, был характерен достаточно низкий эффект переноса: начиная с 2003 г. он стабилизируется на уровне 8% в год. Пономарев и др. (2014) также оценивают VAR с учетом коинтеграции на данных с января 2000 г. по июль 2012 г. и получают накопленную (за 12 месяцев) оценку эффекта переноса для номинального эффективного обменного курса в размере 47,7%. Столь большой эффект переноса, по мнению авторов, может быть частично обусловлен изменением монетарной политики (уменьшение валютных интервенций). Для изучения влияния структурного изменения авторы оценили модель на двух подвыборках (до и после января 2009 г.): оценка эффекта переноса для первой подвыборки оказалась статистически не значимой, а для второй — выше, чем в среднем по всей выборке (5,6% за один месяц)³⁷.

³⁷ Авторы не приводят оценку эффекта переноса за 12 месяцев для данной подвыборки. Для всей выборки оценка эффекта переноса за 1 месяц равна 4,6%.

Мы видим несколько причин расхождения наших результатов с оценкой VAR-моделей³⁸. Во-первых, VAR-модели, не включающие коинтеграционный вектор, генерируют достаточно большие ошибки идентификации долгосрочного отклика переменных. Это происходит из-за проблемы идентификации коэффициентов перед длинными лагами, которые очень часто являются статистически незначимыми. В этом вопросе структурные модели, в которых коэффициенты перед лаговыми переменными задаются структурно, потенциально превосходят VAR. Во-вторых, VAR на месячных данных слабо интернализуют вторичные эффекты, связанные с изменением структуры цен и подстройкой рынков ресурсов. Данные процессы можно идентифицировать на более низкой частоте (начиная с квартальных, а лучше полугодовых частот, на которых для оценки моделей обычно недостаточно информации). Наконец, VAR-модели работают с краткосрочной составляющей динамики курса и цен, в то время как мы сконцентрировались на трендах. Учесть связь трендов (стохастических) в VAR-методологии можно с помощью векторной модели коррекции ошибок (VECM). По нашей информации, на российских данных была предпринята только одна попытка использовать VECM для оценки эффекта переноса (Кадыров, 2010), в которой автором были получены слабо интерпретируемые коэффициенты переноса больше единицы. В рамках нашей методологии такие коэффициенты могли бы получиться, если бы мы не учли долгосрочный прирост зарубежных цен при вычислении экзогенной части прироста валютного курса $\tilde{\xi}$.

3.2.2. Перенос курса в импортные цены с учетом издержек дистрибуции

Из (76) мы можем рассчитать перенос курса в импортные цены для случая отсутствия вторичных эффектов на заработную плату:

$$(1 - \xi_F)(1 - \eta) = 0,927 \cdot 0,695 = 0,644. \quad (82)$$

Данный эффект переноса (0,644) состоит из двух частей — эффекта реальной жесткости (0,927) и эффекта издержек дистрибуции (0,695). Он оказался выше, чем у Corsetti and Dedola (2005): 0.46 при эффекте издержек дистрибуции 0.6. Различия в оценках почти полностью определяются оценкой доли издержек дистрибуции в цене торгуемых благ η . Байесовская оценка данного параметра достаточно сильно зависит от априорных данных, которые мы получили, изучив структуру цены товаров в России. В издержки дистрибуции были включены издержки по доставке продукции, а также издержки на оборот сферы обслуживания, характерные для структуры

³⁸В работе Corsetti et al. (2005) обсуждаются проблемы эконометрической оценки краткосрочного и долгосрочного переноса курса в цены и сравниваются результаты различных спецификаций эмпирических тестов с результатом структурной модели. В результате авторы приходят к выводу, что эконометрическая оценка коэффициента переноса может в обе стороны отклоняться от истинных значений. Основной эконометрической проблемой авторы считают пропущенные переменные и проблему эндогенности

цены торгуемых товаров в России (Приложение Е). Corsetti and Dedola (2005) не делают собственных оценок η и ссылаются на работу Burstein et al. (2003), в которой авторы находят, что доля сектора дистрибуции в цене (для экономик США и Аргентины) в среднем составляет 50%, а для некоторых секторов доходит до 80%. Дистрибуционная наценка, измеренная нами на российских данных, получилась ниже, чем в зарубежных работах, — в среднем порядка 30% от итоговой розничной цены товаров. Это объясняется тем, что наш расчет основан на панели, в большинстве своем состоящей из статистики по низкоэластичным товарам первой необходимости (базовое продовольствие, одежда, лекарства, бензин). Такие товары в основной своей массе имеют более низкую норму прибыли, приходящуюся на сектор дистрибуции. Это означает, что полученные в нашей работе оценки реальной жесткости цен торгуемых благ могут оказаться несколько заниженными, а эффект переноса курса в цены, соответственно, несколько завышенным.

3.3. Эффекты реальной жесткости цен в моделях бизнес-цикла

В моделях новой открытой макроэкономики основным объяснением неполного переноса курса (издержек) в цены в краткосрочном периоде является номинальная жесткость цен (Chari et al., 2002; Galí and Monacelli, 2005; Adolfson et al., 2007 и др.) Необходимость объяснять наблюдаемую жесткость цен, избегая противоречия с измеренными на микроданных параметрами номинальной жесткости, создает предпосылки внедрения в модели бизнес-цикла элементов реальной жесткости цен. Например, сравнительный анализ байесовской оценки закрытых и открытых версий моделей показывает, что в последних для объяснения наблюдаемого эффекта переноса валютного курса в цены необходимо предположение об избыточной жесткости цен как отечественных производителей, так и импортеров (см., например, Lubik and Schorfheide, 2005). Модели номинальной и реальной жесткости цен предсказывают очень близкий (в лог-линеаризованной версии) отклик цен на изменение издержек зарубежных благ, позволяя обосновать неполный перенос валютного курса в цены, поэтому введение нескольких типов жесткости цен в новую кейнсианскую модель (НКМ) позволяет объяснять низкий эффект переноса курса (издержек) в цены без возникновения противоречия с эмпирическими оценками номинальной жесткости цен (Corsetti et al., 2005).

Имеется несколько вариантов увеличения реальной жесткости цен в НКМ, из которых мы рассмотрим те, что анализировали в своей работе. Во-первых, увеличение эластичностей замещения между разными типами благ приводит к увеличению реальной жесткости цен и уменьшению переноса издержек в цены. Однако в каждом конкретном случае высокая эластичность замещения может

не соответствовать эмпирическим наблюдениям, поэтому этот ресурс увеличения жесткости цен ограничен.

Во-вторых, параметры функции полезности d/x дают возможность варьировать отклик заработной платы на шоки, влияющие на потребление и занятость. Более низкие значения эластичностей межвременного замещения и предложения труда по Фришу создают предпосылки для более умеренной оптимальной реакции предложения труда и, следовательно, заработной платы и цен на шоки. Если в НКМ добавляется предпосылка номинальной жесткости заработной платы, то вместе с возможностями подстраивать параметры функции полезности d/x этого бывает достаточно, чтобы адекватно отразить интегральную жесткость цен отечественных благ.

Для того чтобы добиться того же эффекта для импортных благ, для которых в рамках моделей малой открытой экономики зарубежные издержки обычно экзогенны, могут понадобиться элементы реальной жесткости, которые были рассмотрены в нашей работе и связаны с эффектом издержек дистрибуции или эффектом захвата доли рынка.

3.3.1. Эффект издержек дистрибуции в моделях бизнес-цикла

Оцененный в работе эффект реальной жесткости цен на основе издержек дистрибуции в виде неторгуемых благ помогает лучше контролировать эффект переноса в моделях общего равновесия. В частности, это позволяет лучше описать низкий эффект переноса в краткосрочном периоде, а также лучше объяснить высокую наблюдаемую корреляцию номинального и реального курсов иностранной валюты (Corsetti et al., 2005).

Стандартный вид новой кейнсианской кривой Филлипса на основе модели Кальво (Calvo, 1983) для импортных благ без учета реальной жесткости цен:

$$\Delta \bar{p}_{Ft} = \beta E_t \Delta \bar{p}_{Ft+1} + \frac{(1 - \theta_F)(1 - \beta \theta_F)}{\theta_F} (s_t + p_t^* - \bar{p}_{Ft}), \quad (83)$$

где β — субъективный дисконтный множитель; $1 - \theta_F$ — вероятность корректировки цены по модели Кальво.

Если учесть эффект реальной жесткости цен, уравнение для оптимальной цены импортера приобретает вид:

$$\Delta \bar{p}_{Ft} = \beta E_t \Delta \bar{p}_{Ft+1} + \frac{(1 - \theta_F)(1 - \beta \theta_F)}{\theta_F} [(1 - \xi_F)(s_t + p_t^* - \bar{p}_{Ft}) + \xi_F(p_{Nt} - \bar{p}_{Ft})]. \quad (84)$$

В (84) неполный перенос из-за эффекта реальной жесткости приводит к корректировке оптимальной цены, которую выбирает компания-импортер, имеющая возможность скорректировать текущую цену. Оптимальная цена учитывает тот

факт, что рост издержек импортера (курса иностранной валюты или зарубежных закупочных цен) приводит к снижению относительного веса дистрибуционной наценки в цене на отечественном рынке и, следовательно, повышению эластичности спроса на продукцию импортера и снижению оптимальной монополистической наценки. В итоге рост оптимальной цены импортера при ослаблении курса отечественной валюты (по сравнению со случаем отсутствия эффекта реальной жесткости) будет ниже.

Основной вклад в обоснование эффекта неполного переноса в краткосрочном периоде вносит эффект номинальной жесткости цен. Например, в (83) и (84) лишь незначительная доля импортеров ($1 - \theta_F \approx 0,2 \div 0,35$) имеет возможность корректировать цену в момент скачка валютного курса. Это ослабляет эффект изменения курса иностранной валюты на оптимальную цену импортера в 3–5 раз. Эффект реальной жесткости цен позволяет дополнительно скорректировать мгновенную реакцию цен импортеров на изменение валютного курса на 7,4% ($\xi_F = 0,074$). С одной стороны, это создает эффект значительно меньший, чем эффект номинальной жесткости цен, однако позволяет использовать адекватные оценки степени номинальной жесткости, совместимые с микроданными. Дополнительно заметим, что невозможно адекватно калибровать модель, не включающую номинальную жесткость цен: исключительно эффекта реальной жесткости недостаточно, чтобы получить адекватный эффект переноса при адекватной оценке параметров модели. Таким образом, при моделировании неполного переноса в краткосрочном периоде необходимым элементом является эффект номинальной жесткости³⁹. Эффект реальной жесткости цен, хотя во многом дублирует эффект номинальной жесткости, является полезным дополнением в модели общего равновесия, позволяя лучше контролировать эффект переноса и использовать более адекватные с точки зрения микроданных параметры⁴⁰.

Большинство моделей общего равновесия не предполагает возникновения перманентных шоков, сдвигающих равновесную реальную заработную плату. Это означает, что в долгосрочном периоде заработная плата и уровни цен во всех секторах, а также номинальный валютный курс будут изменяться на одинаковое количество процентов. В этом случае как номинальные, так и реальные жесткости не будут создавать долгосрочного эффекта неполноты переноса валютного курса в потребительские цены.

³⁹Corsetti et al. (2005) получили более значительный вклад реальной жесткости в объяснение особенностей бизнес-цикла, сравнимый с вкладом номинальных жесткостей.

⁴⁰В новых кейнсианских моделях номинальная жесткость заработной платы также является источником реальной жесткости цен отечественных благ, что также позволяет более адекватно калибровать параметры номинальной жесткости для отечественных производителей.

Заключение

В работе мы используем структурный подход к объяснению долгосрочного эффекта переноса курса в цены. Для того чтобы иметь возможность теоретически объяснять возникновение неполного переноса, в модель были введены два эффекта реальной жесткости цен: эффект издержек дистрибуции и эффект захвата доли рынка.

Эффект издержек дистрибуции предполагает, что ослабление национальной валюты увеличивает стоимость импортируемых благ в единицах национальной валюты и, следовательно, снижает относительную долю издержек дистрибуции в цене. Это увеличивает эластичность спроса на продукцию монополистического конкурента и снижает оптимальную монополистическую наценку. В итоге оптимальная цена импортера растет на меньшее количество процентов, чем ослабление национальной валюты, что означает неполный перенос валютного курса в цены. Мы ввели региональную составляющую в модель Corsetti et al. (2005), что позволило при эмпирической оценке данного эффекта использовать региональную информацию 80 регионов России за период 2012–2018 годов. Оценка параметров производится байесовским методом с учетом пространственной авторегрессионной модели для остатков. Мы оценили перенос валютного курса в цены импортных благ в размере 92,7% (без учета издержек дистрибуции), что характеризует вклад эффекта издержек дистрибуции в неполный перенос курса в цены. Издержки дистрибуции торгуемых благ составляют 30,5% их цены; монополистическая наценка в среднем равна 25,9%; региональное смещение в потреблении — 8,9%. Используя матрицу пространственных связей на базе принадлежности региона к федеральному округу, мы оценили пространственный авторегрессионный коэффициент на уровне 0,5.

Эффект захвата доли рынка введен в модель ad hoc с помощью предположения о том, что монополистическая наценка отечественных производителей снижается при экзогенном ослаблении национальной валюты. Данное снижение позволяет отечественным производителям захватить определенную долю рынка у иностранных конкурентов за счет ценового фактора. Потенциально данный эффект способен объяснить, почему рост цен отечественных благ оказывается меньше, чем рост цен зарубежных благ, выраженных в единицах отечественной валюты, что приводит к неполному переносу курса в цены. В работе было показано, что при этом возникает отрицательная обратная связь: снижение относительных цен отечественных благ увеличивает объем производства и потребления в отечественной экономике, что приводит к увеличению требуемой заработной платы. Рост реальной заработной платы компенсирует снижение монополистической наценки и ослабляет эффект захвата доли рынка на реальный курс иностранной валюты и другие реальные переменные.

Байесовская оценка параметров модели на базе агрегированной статистики России за 2012–2018 гг. показала, что отрицательная обратная связь за счет роста реальной зарплаты очень сильна: почти весь эффект номинального курса на реальный курс исчезает. Этому способствует высокая оценка эластичности замещения между отечественными и зарубежными торгуемыми благами: 3,8 в базовом варианте оценки, предполагающем наличие эффекта захвата доли рынка, и 2,5 для случая его отсутствия. Низкие эластичности межвременного замещения ($\frac{1}{1,9}$) и предложения труда по Фришу ($\frac{1}{6,4}$) также способствуют снижению реальной жесткости цен и повышению долгосрочного переноса курса в цены. В базовой оценке полный эффект переноса курса в ИПЦ составляет 98,5%. Мы показали, что вывод о практически полном долгосрочном переносе курса в цены робастен к большинству априорных предпосылок, выбору общей части (номинального якоря), а также интенсивности эффекта захвата доли рынка.

Таким образом, в работе было продемонстрировано, что, хотя мы можем теоретически объяснить возникновение неполного долгосрочного переноса в цены, мы не имеем эмпирических оснований (на основе российской статистики 2012–2018 гг.) говорить о значимом отклонении от единицы долгосрочного коэффициента переноса курса в цены.

Список литературы

- Adjemian, S., Bastani, H., Karame, F., Juillard, M., Maih, J., Mihoubi, F., Perendia, G., Pfeifer, J., Ratto, M., Villemot, S., 2011. Dynare: Reference manual, version 4 .
- Adolfson, M., Laseen, S., Linde, J., Villani, M., 2007. Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through. *Journal of International Economics* 72(2), 481–511.
- Aleem, A., Lahiani, A., 2014. Monetary policy credibility and exchange rate pass-through: Some evidence from emerging countries. *Economic Modelling* 43(C), 21–29.
- Altissimo, F., Benigno, P., Palenzuela, D. R., 2003. Long-run determinants of inflation differentials in a monetary union. NBER Working Paper Series 11473.
- Balassa, B., 1964. The purchasing-power parity doctrine: A reappraisal. *Journal of Political Economy* 72.
- Ball, L., Romer, D., 1990. Real rigidities and the non-neutrality of money. *The Review of Economic Studies* 57(2), 183–203.
- Basu, S., 1995. Intermediate goods and business cycles: Implications for productivity and welfare. *American Economic Review* 85(3), 512–31.
- Ben Cheikh, N., 2012. Non-linearities in exchange rate pass-through: Evidence from smooth transition models. *Economics Bulletin* 32(3), 2530–2545.
- Ben Cheikh, N., Ben Zaied, Y., 2020. Revisiting the pass-through of exchange rate in the transition economies: New evidence from new EU member states. *Journal of International Money and Finance* 100(C).
- Blanchard, O., Gali, J., 2007. Real wage rigidities and the new keynesian model. *Journal of Money, Credit and Banking* 39(s1), 35–65.
- Burstein, A., Neves, J. C., Rebelo, S., 2003. Distribution costs and real exchange rate dynamics during exchange-rate-based stabilizations. *Journal of Monetary Economics* 50(6), 1189–1214.
- Calvo, G. A., 1983. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics* 12(3), 383–398.
- Campa, J. M., Goldberg, L. S., 2005. Exchange rate pass-through into import prices. *The Review of Economics and Statistics* 87(4), 679–690.
- Campello, M., 2003. Capital structure and product markets interactions: Evidence from business cycles. *Journal of Financial Economics* 68, 353–378.
- Carlino, G., Defina, R., 1998. The differential regional effects of monetary policy. *The Review of Economics and Statistics* 80(4), 572–587.
- Cecchetti, S. G., 1999. Legal structure, financial structure, and the monetary policy transmission mechanism. *Economic Policy Review* 5(Jul), 9–28.

- Chari, V. V., Kehoe, P. J., McGrattan, E. R., 2002. Can Sticky Price Models Generate Volatile and Persistent Real Exchange Rates? *The Review of Economic Studies* 69(3), 533–563.
- Charnavoki, V., 2019. International risk-sharing and optimal monetary policy in a small commodity-exporting economy. *Russian Journal of Money and Finance* 78(2), 3–27.
- Chevalier, J. A., Scharfstein, D. S., 1996. Capital-market imperfections and countercyclical markups: Theory and evidence. *The American Economic Review* 86(4), 703–725.
- Choudhri, E. U., Hakura, D. S., 2006. Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter? *Journal of International Money and Finance* 25(4), 614–639.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., Evans, C. L., 2005. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy* 113(1), 1–45.
- Clark, P. B., MacDonald, R., 1999. Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of Beers and Feers, pp. 285–322. Springer Netherlands, Dordrecht.
- Colavecchio, R., Rubene, I., 2020. Non-linear exchange rate pass-through to euro area inflation: a local projection approach (2362).
- Cooley, T., Quadrini, V., 2003. Common currencies vs. monetary independence. *Review of Economic Studies* 70, 785–806.
- Corsetti, G., Dedola, L., 2005. A macroeconomic model of international price discrimination. *Journal of International Economics* 67(1), 129–155.
- Corsetti, G., Dedola, L., Leduc, S., 2005. DSGE models of high exchange-rate volatility and low pass-through. *International Finance Discussion Papers* 845.
- Corsetti, G., Dedola, L., Leduc, S., 2007. Optimal Monetary Policy and the Sources of Local-Currency Price Stability, pp. 319–367. University of Chicago Press.
- Delatte, A.-L., López-Villavicencio, A., 2012. Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from major countries. *Journal of Macroeconomics* 34(3), 833 – 844.
- Deryugina, E., Karlova, N., Ponomarenko, A., Tsvetkova, A., 2018. The role of regional and sectoral factors in russian inflation developments. *Economic Change and Restructuring* 52, 453–474.
- Dotsey, M., King, R. G., 2005. Implications of state-dependent pricing for dynamic macroeconomic models. *Journal of Monetary Economics* 52(1), 213–242.
- Forbes, K., Hjortsoe, I., Nenova, T., 2018. The shocks matter: Improving our estimates of exchange rate pass-through. *Journal of International Economics* 114, 255 – 275.
- Gagnon, J. E., Ihrig, J., 2004. Monetary policy and exchange rate pass-through. *International Journal of Finance & Economics* 9(4), 315–338.
- Gallaway, M. P., McDaniel, C. A., Rivera, S. A., 2003. Short-run and long-run industry-level estimates of U.S. Armington elasticities. *The North American Journal of Economics and Finance* 14(1), 49–68.

- Galí, J., Monacelli, T., 2005. Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. *Review of Economic Studies* 72(3), 707–734.
- Gilchrist, S., Schoenle, R., Sim, J., Zakrajšek, E., 2017. Inflation dynamics during the financial crisis. *American Economic Review* 107(3), 785–407.
- Gottfries, N., 1986. Price dynamics of exporting and import-competing firms. *The Scandinavian Journal of Economics* 88(2), 417–436.
- Gourio, F., Rudanko, L., 2014. Customer Capital. *The Review of Economic Studies* 81(3), 1102–1136.
- Keynes, J. M., 1939. Relative movements of real wages and output. *Economic Journal* 49(193), 34–51.
- Khotulev, I., Styrin, K., 2020. Optimal Monetary and Macroprudential Policies for Financial Stability in a Commodity-Exporting Economy. *Russian Journal of Money and Finance* 79(2), 3–42.
- Khvostova, I., Larin, A., Novak, A., 2016. The Euler Equation with Habits and Measurement Errors: Estimates on Russian Micro Data. *Panoeconomicus* 63(4), 395–409.
- Kimball, M. S., 1995. The quantitative analytics of the basic neomonetarist model. *Journal of Money, Credit and Banking* 27(4), 1241–1277.
- Klemperer, P., 1987. The Competitiveness of Markets with Switching Costs. *The RAND Journal of Economics* 18(1), 138–150.
- Klemperer, P., 1995. Competition when Consumers have Switching Costs: An Overview with Applications to Industrial Organization, Macroeconomics, and International Trade. *The Review of Economic Studies* 62(4), 515–539.
- Lane, P., 2001. The new open economy macroeconomics: a survey. *Journal of International Economics* 54(2), 235–266.
- Levin, A. T., López-Salido, J. D., Yun, T., 2007. Strategic Complementarities and Optimal Monetary Policy. *Kiel Working Papers* 1355.
- Lubik, T., Schorfheide, F., 2005. A bayesian look at new open economy macroeconomics. *The Johns Hopkins University, Department of Economics, Economics Working Paper Archive* 20.
- Mishkin, F., Schmidt-Hebbel, K., 2007. Does inflation targeting make a difference? *NBER Working Papers* 12876.
- Phelps, E. S., Winter, S. G., 1970. Optimal price policy under atomistic competition. *New York: W. W. Norton*.
- Pigou, A., 1927. *Industrial Fluctuations*. Macmillan and Company, limited.
- Polbin, A., 2017. Modeling the real ruble exchange rate under monetary policy regime change. *MPRA Paper 78139, University Library of Munich, Germany*.
- Polbin, A., Shumilov, A., Bedin, A., Kulikov, A., 2019. Modeling real exchange rate of the russian ruble using markov regime-switching approach. *MPRA Paper 93310, University Library of Munich, Germany*.

- Rotemberg, J. J., Saloner, G., 1986. A supergame-theoretic model of price wars during booms. *American Economic Review* 76, 390–407.
- Rotemberg, J. J., Woodford, M., 1991. *Markups and the Business Cycle*, pp. 63–140. MIT Press.
- Rotemberg, J. J., Woodford, M., 1996. Imperfect competition and the effects of energy price increases on economic activity. *Journal of Money, Credit and Banking* 28(4), 550–77.
- Samuelson, P. A., 1964. Theoretical notes on trade problems. *The Review of Economics and Statistics* 46(2), 145–154.
- Shulgin, A., 2018. Monetary Regime Choice and Optimal Credit Rationing at the Official Rate: The Case of Russia. *International Economic Journal* 32(4), 631–668.
- Sosunov, K., Zamulin, O., 2007. *Monetary Policy in an Economy Sick with Dutch Disease*. CEFIR/NES working paper 101.
- Stein, J., Allen, P. R., 1998. *Fundamental Determinants of Exchange Rates*. Oxford University Press.
- Stein, J. L., 1994. The natural real exchange rate of the US dollar and determinants of capital flows. Peterson Institute for International Economics.
- Taylor, J., 2000. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review* 44, 1389–1408.
- Williamson, J., 1983. *The Exchange Rate System*. Institute for International Economics, Washington.
- Woodford, M., 2003. *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press, Princeton and Oxford.
- Андреев, А. В., 2019. Исследование асимметрии и нелинейности переноса динамики обменного курса в инфляцию. Серия докладов об экономических исследованиях 45.
- Глущенко, К. П., 2001. Межрегиональная дифференциация темпов инфляции. Научные доклады Российской программы экономических исследований 99(17).
- Глущенко, К. П., 2010. Закон единой цены в российском экономическом пространстве. Прикладная эконометрика 17(1), 3–19.
- Горшкова, Т. Г., Турунцева, М. Ю., 2016. Прогнозирование региональной инфляции с использованием моделей пространственной корреляции. *Экономическое развитие России* 23(12), 76–80.
- Гурвич, Е. Т., Соколов, В. Н., Улюкаев, А. В., 2008. Оценка вклада эффекта Балассы-Самуэльсона в динамику реального обменного курса рубля. *Вопросы экономики* (7), 12–30.
- Добрынская, В. В., 2007. Эффект переноса и монетарная политика в России: что изменилось после кризиса 1998 г.? *Экономический журнал ВШЭ* 11(2), 213–233.

- Жемков, М. И., 2019. Региональные эффекты таргетирования инфляции в России: факторы неоднородности и структурные уровни инфляции. Вопросы экономики (9), 70–89.
- Зубарев, А. В., Полбин, А. В., 2017. Сценарный анализ влияния на российскую экономику. Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ 051734.
- Иванова, В. И., 2013. О динамике пространственного взаимодействия российских регионов. Экономика и география. Международный центр социально-экономических исследований «Леонтьевский центр», СПб.
- Кадыров, М. Т., 2010. Влияние валютного курса на цены при наличии структурных сдвигов. Прикладная эконометрика 19(3), 9–22.
- Картаев, Ф. С., Якимова, Ю. И., 2018. Влияние инфляционного таргетирования на эффект переноса валютного курса. Вопросы экономики (11), 51–65.
- Крепцев, Д. А., Селезнев, С. М., 2017. DSGE-модель российской экономики с банковским сектором. Серия докладов об экономических исследованиях 27.
- Малаховская, О. А., Минабутдинов, А. Р., 2013. Динамическая стохастическая модель общего равновесия экспортоориентированной экономики. Препринт WP12/2013/04.
- Перевышин, Ю. Н., Егоров, Д. А., 2016. Влияние общероссийских факторов на региональную инфляцию. Экономическое развитие России 23(10), 44–50.
- Перевышин, Ю. Н., Синельников-Мурылев, С. Г., Скроботов, А. А., Трунин, П. В., 2018. Анализ региональной дифференциации цен. Издательский дом «Дело», РАНХиГС, М.
- Перевышин, Ю. Н., Синельников-Мурылев, С. Г., Трунин, П. В., 2017. Факторы дифференциации цен в российских регионах. Экономический журнал ВШЭ 21(3), 361–384.
- Пономарев, Ю. Ю., Трунин, П. В., Улюкаев, А. В., 2014. Эффект переноса динамики обменного курса на цены в России. Вопросы экономики (3), 21–35.
- Серков, Л. А., 2020. Межрегиональный инфляционный дифференциал как следствие неоднородности российского экономического пространства. Экономика региона 16(1), 325–339.
- Синельников-Мурылев, С. Г., Перевышин, Ю. Н., Трунин, П. В., 2020. Различия темпов роста потребительских цен в российских регионах: эмпирический анализ. Экономика региона 16(2), 479–493.
- Скрышник, Д., 2016. Макроэкономическая модель российской экономики. Журнал Экономика и математические методы 52(3), 92–113.
- Шульгин, А. Г., 2014. Сколько правил монетарной политики необходимо при оценке DSGE-модели для России? Прикладная эконометрика 17(1), 3–19.

Приложение А. Стационарная точка модели общего равновесия

Для того чтобы иметь возможность анализировать переход из одного статичного состояния в другое, мы линеаризуем модель около стационарной точки.

Чтобы задать параметры стационарной точки, сделаем ряд упрощающих предположений.

Предположим, что относительные цены всех секторов региона k равны:

$$\hat{P}_k = \hat{P}_{Nk} = \hat{P}_{Fk} = \hat{P}_{Hk}. \quad (\text{A.1})$$

Аналогично на уровне страны:

$$\hat{P} = \hat{P}_N = \hat{P}_F = \hat{P}_H. \quad (\text{A.2})$$

В этом случае параметр γ_T будет соответствовать доле торгуемых благ в индексе потребительских цен, а параметр γ_H — доле отечественных торгуемых благ в общем объеме торгуемых благ. Предположим, что относительные цены отечественных и зарубежных благ равны:

$$\hat{P} = \hat{S}\hat{P}^*. \quad (\text{A.3})$$

Мы также определим величину номинального якоря для отечественной и зарубежной экономики:

$$\hat{S} = \hat{P} = 1. \quad (\text{A.4})$$

Из (A.3) и (A.4) следует, что:

$$\hat{P}^* = 1. \quad (\text{A.5})$$

Предположим, что производительности труда в двух отечественных секторах, а также за рубежом равны:

$$\hat{Z}_N = \hat{Z}_H = \hat{Z}^* = \hat{Z}. \quad (\text{A.6})$$

Масштаб отечественной экономики определим через предположение об объеме экспорта, который примем равным единице:

$$\hat{X} = 1. \quad (\text{A.7})$$

Тогда с учетом условия торгового баланса (55) имеем:

$$\hat{X} = \hat{C}_F + \widehat{TB}. \quad (\text{A.8})$$

Предположим, что в стационарной точке торговый баланс составляет фиксированную долю от экспорта:

$$\widehat{TB} = \gamma_{TB} \hat{X} = \gamma_{TB}. \quad (\text{A.9})$$

Соответственно, объем импорта:

$$\hat{C}_F = 1 - \gamma_{TB}. \quad (\text{A.10})$$

Тогда, учитывая (30), (40)–(42), получаем:

$$\hat{C}_H = \frac{\gamma_H}{1 - \gamma_H} (1 - \gamma_{TB}), \quad (\text{A.11})$$

$$\hat{C}_T = 1 + \frac{\gamma_H}{1 - \gamma_H} = \frac{1 - \gamma_{TB}}{1 - \gamma_H}, \quad (\text{A.12})$$

$$\hat{C}_N = \frac{1 - \gamma_{TB}}{1 - \gamma_H} \frac{1 - \gamma_T}{\gamma_T}, \quad (\text{A.13})$$

$$\hat{C} = \frac{1}{1 - \gamma_H} \left(1 + \frac{1 - \gamma_T}{\gamma_T} \right) = \frac{1 - \gamma_{TB}}{\gamma_T (1 - \gamma_H)}. \quad (\text{A.14})$$

Равновесие на рынке благ требует:

$$\hat{Y}_N = \frac{1 - (1 - \eta) \gamma_T}{1 - \gamma_H} \frac{1 - \gamma_{TB}}{\gamma_T}, \quad (\text{A.15})$$

$$\hat{Y}_H = \frac{1 - \gamma_H \gamma_{TB}}{1 - \gamma_H}. \quad (\text{A.16})$$

С учетом производственной функции:

$$\hat{L}_N = \frac{1 - (1 - \eta) \gamma_T}{1 - \gamma_H} \frac{1 - \gamma_{TB}}{\gamma_T} \frac{1}{\hat{Z}}, \quad (\text{A.17})$$

$$\hat{L}_H = \frac{1 - \gamma_H \gamma_{TB}}{1 - \gamma_H} \frac{1}{\hat{Z}}, \quad (\text{A.18})$$

$$\hat{L} = \frac{1 - \gamma_{TB} (1 - (1 - \eta) \gamma_T) + \eta \gamma_T - \gamma_H \gamma_T \gamma_{TB}}{(1 - \gamma_H) \gamma_T} \frac{1}{\hat{Z}}. \quad (\text{A.19})$$

Доля Н-сектора на рынке труда:

$$\gamma_{LH} = \frac{\hat{L}_H}{\hat{L}_H + \hat{L}_N} = \frac{1 - \gamma_H \gamma_{TB}}{1 - \gamma_H \gamma_{TB} + (1 - \gamma_{TB}) (1 - (1 - \eta) \gamma_T) \gamma_T}. \quad (\text{A.20})$$

Предположим, что монополистические наценки для производителей торгуемых и неторгуемых благ в отечественной экономике и за рубежом равны. С учетом условия оптимального ценообразования (45)–(48) мы можем рассчитать условие для параметров эластичности замещения для торгуемых и неторгуемых благ, при которых

итоговые монополистические наценки будут равны:

$$\theta_F = \theta_H = \theta_F^* = \frac{\theta_N}{1 - \eta} = \frac{\theta_N^*}{1 - \eta}. \quad (\text{A.21})$$

Реальные зарплаты с учетом (45)–(48):

$$\frac{\hat{W}_N}{\hat{P}} = \frac{\hat{W}^*}{\hat{P}^*} = \frac{\theta_N - 1}{\theta_N}, \quad (\text{A.22})$$

$$\frac{\hat{W}_H}{\hat{P}} = \frac{\theta_N - 1}{\theta_N} (1 - \eta). \quad (\text{A.23})$$

С учетом предложения труда (32), (A.14), (A.19) и (A.22)–(A.23) получаем значение производительности, удовлетворяющее условию равновесия на рынке труда:

$$\hat{Z} = \left(\frac{1 - \gamma_{TB}}{(1 - \gamma_H) \gamma_T} \right)^{\frac{\sigma}{\kappa}} \left(\frac{\theta_N}{\theta_N - 1} \frac{\hat{Y}_N + \hat{Y}_H}{\hat{Y}_N + (1 - \eta) \hat{Y}_H} \right)^{\frac{1}{\kappa}} \frac{1 - \gamma_{TB} (1 - (1 - \eta - \gamma_H) \gamma_T) + \eta \gamma_T}{(1 - \gamma_H) \gamma_T}. \quad (\text{A.24})$$

Для того чтобы вычислить коэффициенты ξ_F и ξ_H , мы рассчитали стационарные уровни для слагаемых в (45) и (46):

$$\frac{\eta}{\theta_F} \frac{\theta_N}{\theta_N - 1} \frac{\hat{W}_{Nkt}}{\hat{S}_t \hat{W}_t^*} \frac{\hat{Z}_{Tt}^*}{\hat{Z}_{Nkt}} = \frac{\eta}{\theta_F - 1 - \eta \theta_F}, \quad (\text{A.25})$$

$$\frac{\eta}{\theta_H} \frac{\theta_N}{\theta_N - 1} \frac{\hat{W}_{Nkt}}{\hat{W}_{mt}} \frac{\hat{Z}_{Hmt}}{\hat{Z}_{Nkt}} = \frac{\eta}{\theta_H - 1 - \eta \theta_H}. \quad (\text{A.26})$$

Приложение В. Линеаризация модели общего равновесия

$$\begin{aligned}
 \mathbf{p}_T &\equiv p_T - p & \mathbf{p}_N &\equiv p_N - p & \mathbf{p}_F &\equiv p_F - p & \mathbf{p}_H &\equiv p_H - p \\
 \mathbf{p}_H^* &\equiv p_H^* - p_N^* & \bar{\mathbf{p}}_H^* &\equiv \bar{p}_H^* - p_N^* & \mathbf{p}_O^* &\equiv p_O^* - p_N^* \\
 \mathbf{w} &\equiv w - p & \mathbf{w}_N &\equiv w_N - p & \mathbf{w}_H &\equiv w_H - p \\
 \bar{\mathbf{p}}_F &\equiv \bar{p}_F - p & \bar{\mathbf{p}}_H &\equiv \bar{p}_H - p & \mathbf{q} &\equiv s - p + p_N^*
 \end{aligned}$$

Тогда лог-линеаризованные версии уравнений модели имеют следующий вид.
Агрегированное потребление:

$$c = \gamma_T c_T + (1 - \gamma_T) c_N. \quad (\text{B.1})$$

Потребление торгуемых благ:

$$c_T = \gamma_H c_H + (1 - \gamma_H) c_F. \quad (\text{B.2})$$

Относительный спрос на торгуемые и неторгуемые блага:

$$c_T = c_N - \alpha(\mathbf{p}_T - \mathbf{p}_N). \quad (\text{B.3})$$

Относительный спрос на отечественные и зарубежные торгуемые блага:

$$c_H = c_F - \delta(\mathbf{p}_H - \mathbf{p}_F). \quad (\text{B.4})$$

Производственная функция для отечественного Т-сектора:

$$y_H = z_H + l_H. \quad (\text{B.5})$$

Производственная функция для N-сектора:

$$y_N = z_N + l_N. \quad (\text{B.6})$$

Равновесие на рынке неторгуемых благ:

$$y_N = \gamma_{CYN} c_N + (1 - \gamma_{CYN}) c_T, \quad (\text{B.7})$$

где $\gamma_{CYN} \equiv \frac{1 - \gamma_T}{1 - (1 - \eta)\gamma_T}$ — доля конечного потребления неторгуемых благ в выпуске N-сектора.

Равновесие на рынке отечественных торгуемых благ:

$$y_H = \gamma_{CYH}c_H + (1 - \gamma_{CYH})x, \quad (\text{B.8})$$

где $\gamma_{CYH} \equiv \frac{\gamma_H(1-\gamma_{TB})}{1-\gamma_H\gamma_{TB}}$ — отношение потребления отечественных торгуемых благ к объему производства Т-сектора; γ_{TB} — отношение сальдо торгового баланса к общему экспорту.

Спрос на экспорт торгуемых благ:

$$x_T = y^* + \omega - \delta p_H^*. \quad (\text{B.9})$$

Спрос на экспорт природных ресурсов:

$$x_O = y^* + \omega + \omega_O. \quad (\text{B.10})$$

Общий объем экспорта:

$$x = (1 - \gamma_O)x_T + \gamma_O x_O, \quad (\text{B.11})$$

где γ_O — доля природных ресурсов в общем экспорте.

Равновесие на рынке труда:

$$l = \gamma_{LH}l_H + (1 - \gamma_{LH})l_N, \quad (\text{B.12})$$

где $\gamma_{LH} \equiv \frac{1-\gamma_H\gamma_{TB}}{1-\gamma_H\gamma_{TB}+(1-\gamma_{TB})\frac{(1-(1-\eta)\gamma_T)}{\gamma_T}}$ — доля труда, занятого в Н-секторе.

Агрегированная заработная плата:

$$w = \kappa(l + n) + \sigma c, \quad (\text{B.13})$$

где $\gamma_{WH} \equiv \frac{\gamma_{LH}(1-\eta)}{1-\eta\gamma_{LH}}$ — доля зарплатного фонда работников, занятых в Н-секторе, в общем зарплатном фонде страны.

Предложение труда:

$$w = \kappa(l + n) + \sigma c. \quad (\text{B.14})$$

Оптимальная цена монополистического конкурента в N-секторе:

$$p_N = w_N - z_N - \psi s + \mu_N, \quad (\text{B.15})$$

где мы учли две описанные выше причины изменения монополистической наценки: ее зависимость от номинального курса ψs , а также единую для всех регионов отраслевую часть наценки μ_N . Аналогичным образом мы добавили отраслевую

часть монополистической наценки μ_T в уравнения цен отечественных и зарубежных торгуемых благ, продаваемых на территории нашей страны.

Оптимальная цена монополистического конкурента в Н-секторе:

$$\bar{p}_H = (1 - \xi_H)(w_H - z_H - \psi s + \mu_T) + \xi_H p_N. \quad (B.16)$$

Оптимальная цена монополистического конкурента в F-секторе:

$$\bar{p}_F = (1 - \xi_F)(q + \mu_T) + \xi_F p_N. \quad (B.17)$$

Оптимальная цена монополистического конкурента в Н-секторе за рубежом:

$$\bar{p}_H^* = (1 - \xi_F)(w_H - z_H - q - \psi s). \quad (B.18)$$

Цена отечественных торгуемых благ с учетом издержек дистрибуции:

$$p_H = (1 - \eta)\bar{p}_H + \eta p_N. \quad (B.19)$$

Цена зарубежных торгуемых благ с учетом издержек дистрибуции:

$$p_F = (1 - \eta)\bar{p}_F + \eta p_N. \quad (B.20)$$

Цена экспортируемых отечественных торгуемых благ с учетом издержек дистрибуции:

$$p_H^* = (1 - \eta)\bar{p}_H^*. \quad (B.21)$$

Определение ИПЦ:

$$\gamma_T p_T + (1 - \gamma_T) p_N = 0. \quad (B.22)$$

Определение торгуемых благ:

$$p_T = \gamma_H p_H + (1 - \gamma_H) p_F. \quad (B.23)$$

Относительные зарплаты в Н- и N-секторах:

$$w_H = w_N + wd. \quad (B.24)$$

Торговый баланс:

$$(1 - \gamma_{TB})(\bar{p}_F - q + c_F) + \gamma_{TB} tb = (1 - \gamma_O)(\bar{p}_H^* + x_T) + \gamma_O(p_O^* + sf + x_O), \quad (B.25)$$

где γ_{TB} — отношение сальдо торгового баланса к общему экспорту.

Определение реального курса иностранной валюты:

$$p = s - \mathbf{q} + p_N^*. \quad (\text{B.26})$$

Агрегированный выпуск:

$$y = \gamma_{LH} y_H + (1 - \gamma_{LH}) c_N. \quad (\text{B.27})$$

Приложение С. Сравнительная статика

Воспользуемся методом сравнительной статистики, чтобы определить траектории сбалансированного и несбалансированного роста, а также проанализировать эффекты Балассы-Самуэльсона и переноса курса в цены.

Сбалансированный рост

Для описания изменений в модели, происходящих в долгосрочном периоде, воспользуемся концепцией сбалансированного роста, при котором не меняются основные пропорции модели. В нашем случае не меняются относительные цены, а также относительные объемы производства и потребления двух секторов как внутри страны, так и по сравнению с зарубежной экономикой.

Определим сбалансированный рост, предположив, что:

$$dc = dc_T = dc_N = dc_F = dc_H = dy_H = dy_N = dy^* = dx = dx_O = dx_T = g, \quad (C.1)$$

$$dp = dp_T = dp_N = dp_F = dp_H = d\bar{p}_F = d\bar{p}_H = 0, \quad (C.2)$$

$$dp_O^* = dp_H^* = d\bar{p}_H^* = dp_N^* = dq = ds = 0, \quad (C.3)$$

$$dz_N = dz_H = dz, \quad (C.4)$$

$$tb = wd = \omega_O = \omega = n = sf = \mu_T = \mu_N = 0. \quad (C.5)$$

Из (B.15)–(B.16) мы заключаем, что долгосрочный темп прироста реальной заработной платы равен темпу прироста производительности:

$$d\mathbf{w}_H = d\mathbf{w}_N = dz. \quad (C.6)$$

Из (B.5) и (B.6), а также (B.14) следует, что:

$$g = dz + dl, \quad (C.7)$$

$$dz = \kappa dl + \sigma g. \quad (C.8)$$

Решая (C.7) и (C.8), получим условие на темпы роста производительности, которые соответствуют сбалансированному росту:

$$dz = \left(\frac{\kappa}{1 + \kappa} + \frac{1}{1 + \kappa} \sigma \right) g. \quad (C.9)$$

Прирост производительности, который требуется для сбалансированности изменений спроса и предложения, зависит от величины, обратной эластичности межвременного замещения σ . Если $\sigma > 1$, то $dz > g$, и это означает, что для

достижения темпов роста мировой экономики нам необходимо, чтобы отечественная производительность росла более значительными темпами, так как при этом эндогенный труд будет двигаться в сторону, противоположную изменению производительности:

$$dl = \frac{1 - \sigma}{1 + \kappa} g. \quad (\text{C.10})$$

Если производительности меняются не сбалансированно с темпами роста мировой экономики, пропорции отечественной и мировой экономики будут меняться.

Несбалансированный рост

Проанализируем, что произойдет, если темпы прироста мировой экономики и отечественных производительностей двух секторов не будут соответствовать условию сбалансированного роста (C.9).

Рост мировой экономики ($dy^* > 0$) вызывает рост спроса на экспорт ($dx > 0$), что способствует увеличению предложения валюты на рынке. Для восстановления платежного баланса реальный курс иностранной валюты ослабляется ($dq < 0$), что позволяет отечественным д/х потреблять больше импортных товаров ($dc_F > 0$). Снижение относительной цены импортных благ при эластичности замещения между отечественными и зарубежными благами $\delta > 1$ приводит к существенному снижению относительного спроса на отечественные торгуемые блага по сравнению с зарубежными ($dc_H - dc_F < 0$). Потребление неторгуемых благ хотя и падает по отношению к потреблению зарубежных благ, но в меньшей степени ($dc_N - dc_H > 0$). Этому способствуют более низкая эластичность замещения между торгуемыми и неторгуемыми благами $\alpha < 1$, а также тот факт, что неторгуемые блага конкурируют с набором торгуемых благ, которые дешевлеют в меньшей степени, чем зарубежные блага. Как итог, относительный вес N-сектора в производстве растет ($dy_N - dy_H > 0$), а потреблению падает ($dc_N - dc_T < 0$). Потребление и производство всех типов благ растет, хотя и менее чем пропорционально росту мировой экономики: $0 < [dc_N dc_T dc_H dy_N dy_H] < dy^*$.

Если происходит пропорциональный рост производительности в обоих секторах ($dz_H = dz_N > 0$), то мы получим эффект во многом обратный росту мировой экономики. Производство в обоих секторах будет расти и стимулировать потребление всех видов благ, в том числе и зарубежных. Рост спроса на импорт ($dc_F > 0$) для восстановления платежного баланса требует ослабления национальной валюты ($dq > 0$) для того, чтобы простимулировать экспорт ($dx > 0$). Производство в T-секторе растет, чтобы удовлетворить зарубежный спрос на отечественные блага, а отечественный спрос на подорожавшие импортные блага сокращается. Как итог, относительный вес N-сектора в производстве падает ($dy_N - dy_H < 0$), а в потреблении

растет ($dc_N - dc_T > 0$). Потребление и производство всех типов благ растет: $0 < [dc\ dc_N\ dc_T\ dc_H\ dy_N\ dy_H]$.

При несбалансированном росте, но при выполнении условия $dz_H = dz_N$, заработные платы в Т- и N-секторах растут одинаковым темпом ($d\mathbf{w}_N = d\mathbf{w}_H$), что обеспечивает пропорциональный рост цен отечественных торгуемых и неторгуемых благ ($d\mathbf{p}_N = d\mathbf{p}_H$).

Реальный курс, цены и реальная зарплата

В данной части мы проанализируем роль эффектов конкуренции и свойств функции полезности в объяснении эффектов Балассы-Самуэльсона и переноса курса в цены. Перепишем уравнение прироста ИПЦ в следующем виде:

$$0 = \nu_N(d\mathbf{w} - dz_N - \psi ds + d\mu_N) + \nu_F(d\mathbf{q} + d\mu_T) + (1 - \nu_N - \nu_F)(d\mathbf{w} - dz_H - \psi ds + d\mu_T), \quad (\text{C.11})$$

где коэффициенты ν_N и ν_F характеризуют влияние издержек N и F-секторов ИПЦ:

$$\nu_N \equiv (1 - \gamma_T) + \gamma_T(\eta + (1 - \eta)\xi_F) \quad (\text{C.12})$$

$$\nu_F \equiv \gamma_T(1 - \gamma_H)(1 - \eta)(1 - \xi_F) \quad (\text{C.13})$$

Условие (C.11) характеризует Consumer Price Index Line (CPIЛ) на рис. C1 и рис. C2 и содержит информацию о структуре ИПЦ, а также эффекте реальной жесткости торгуемых благ. Приведем уравнения, позволяющие вывести функцию равновесной заработной платы. Из условия предложения труда имеем:

$$d\mathbf{w} = \kappa dl + \sigma dc. \quad (\text{C.14})$$

Подставив в (C.14) (B.5)–(B.8) и (B.10), получим:

$$d\mathbf{w} = \kappa\gamma_{LH}\gamma_{CYH}dc_H - \kappa\gamma_{LH}dz_H + \kappa\gamma_{LH}(1 - \gamma_{CYH})dx + \kappa(1 - \gamma_{LH})\gamma_{CYN}dc_N - \kappa(1 - \gamma_{LH})(1 - \gamma_{CYN})dc_T - \kappa(1 - \gamma_{LH})dz_N + \sigma dc. \quad (\text{C.15})$$

Учтем, что:

$$dc_H = dc_F - \delta(d\mathbf{p}_H - d\mathbf{p}_F), \quad (\text{C.16})$$

$$dc_N = dc_F - \delta(d\mathbf{p}_T - d\mathbf{p}_F) - \alpha(d\mathbf{p}_N - d\mathbf{p}_T), \quad (\text{C.17})$$

$$dc = dc_N - \alpha d\mathbf{p}_N, \quad (\text{C.18})$$

$$dc_F = \frac{1}{1 - \gamma_{TB}} ((1 - \gamma_O) (d\bar{p}_H^* + dx_T) + \gamma_O (dsf + dx_O + d\mathbf{p}_{O^*}) - \gamma_{TB} dtb) + dq - d\bar{p}_F, \quad (\text{C.19})$$

$$dx = (1 - \gamma_O) dx_T + \gamma_O dx_O = dy^* + d\omega + \gamma_O d\omega_O - (1 - \gamma_O) \delta d\mathbf{p}_H^*, \quad (\text{C.20})$$

$$d\mathbf{p}_N = d\mathbf{w}_N - dz_N - \psi ds + d\mu_N, \quad (\text{C.21})$$

$$d\mathbf{p}_N - d\mathbf{p}_T = \frac{1}{\gamma_T} (d\mathbf{w}_N - dz_N - \psi ds + d\mu_N), \quad (\text{C.22})$$

$$d\mathbf{p}_H - d\mathbf{p}_F = d\mathbf{p}_H^* = (1 - \eta) (1 - \xi_F) (d\mathbf{w}_H - dz_H - d\mathbf{q} - \psi ds), \quad (\text{C.23})$$

где предполагается, что $\xi_F = \xi_H$.

$$d\mathbf{p}_T - d\mathbf{p}_F = \gamma_H d\mathbf{p}_H^*, \quad (\text{C.24})$$

$$d\bar{p}_H^* = \frac{d\mathbf{p}_H^*}{1 - \eta}, \quad (\text{C.25})$$

$$d\bar{p}_F = (1 - \xi_F) d\mathbf{q} + \xi_F (d\mathbf{w}_N - dz_N - \psi ds), \quad (\text{C.26})$$

$$d\mathbf{w}_N = d\mathbf{w}_H = d\mathbf{w}. \quad (\text{C.27})$$

Тогда подставив (C.16)–(C.27) в (C.14), запишем выражение для \mathbf{w} , которое характеризует общее равновесие в модели (C.28).

$$\begin{aligned}
k_w d\mathbf{w} = & k_q d\mathbf{q} + k_{z_H} dz_H + k_{z_N} dz_N + k_{\mu_T} d\mu_T + k_{\mu_N} d\mu_N + \\
& k_s ds + k_{y^*} (dy^* + d\omega + \gamma_O d\omega_O) + k_{tb} (\gamma_O dp_O^* + \gamma_O dsf - \gamma_{TB} dtb).
\end{aligned} \tag{C.28}$$

Условие (C.28) определяет General Equilibrium Line (GEL) на рис. C1 и C2. Все коэффициенты k в (C.28) различным образом комбинируют эффекты конкуренции на рынке благ, которые задаются эластичностями замещения δ и α с эффектами функции полезности, которые задаются κ и σ . Чем сильнее эффекты конкуренции δ и α , тем более значительный эффект на потребление и занятость создает одинаковое изменение относительных цен отечественных и зарубежных благ. Чем ниже эластичности межвременного замещения и предложения труда (выше σ и κ), тем сильнее эффект, который производит рост потребления и занятости на заработную плату. Таким образом, рост любого из параметров модели α , δ , σ , κ практически всегда⁴¹ усиливает эффект изменения относительных цен на заработную плату. Одним из центральных коэффициентов является коэффициент k_q , характеризующий воздействие реального курса иностранной валюты q на автономную часть (не зависимую от отрицательной обратной связи) реальной зарплаты в GEL:

$$k_q = \check{\delta} + (z_1 \kappa + \sigma) \xi_F - (1 - \xi_F) \frac{1 - \gamma_O}{1 - \gamma_{TB}} (z_1 \kappa + \sigma), \tag{C.29}$$

где коэффициент $\check{\delta}$ характеризует силу эффекта международной конкуренции, возникающей между отечественными и зарубежными благами при изменении реального курса иностранной валюты и идущей как на отечественном, так и на зарубежном рынках, на реальную зарплату:

$$\check{\delta} \equiv \delta(1 - \eta)(1 - \xi_F) \left(\frac{1 - \gamma_O}{1 - \gamma_{TB}} (z_1 \kappa + \sigma) + \gamma_H (z_2 \kappa + \sigma) \right), \tag{C.30}$$

$$z_1 \equiv \gamma_{LH} \gamma_{CYH} + (1 - \gamma_{LH}), \quad z_1 \in (0; 1), \tag{C.31}$$

$$z_2 \equiv 1 - \gamma_{LH} [\gamma_{CYH} + (1 - \gamma_{CYH})(1 - \gamma_O) - \gamma_H], \quad z_2 \in (0; 1). \tag{C.32}$$

Отрицательное слагаемое в k_q связано с тем, что при отсутствии эффекта конкуренции $\check{\delta}$ рост реального курса иностранной валюты уменьшает возможности импорта подорожавших зарубежных благ. При этом эффекты конкуренции одновременно увеличивают спрос на отечественные блага и в общем случае оказываются сильнее, чем данный отрицательный эффект на потребление. Как

⁴¹Исключения существуют, но мы их не рассматриваем, так как они находятся за границами калибровки нашей модели.

следствие, требуемая работниками заработная плата возрастает при обесценении национальной валюты: $k_q > 0$. Данное условие можно назвать модифицированным условием Маршалла-Лернера, так как оно связано с силой воздействия реального курса на объемы экспорта и импорта.

Также в коэффициент k_q входит незначительный положительный эффект международной конкуренции $(z_1\kappa + \sigma)\xi_F$, возникающий при удешевлении отечественных благ в рамках эффекта издержек дистрибуции.

Коэффициент k_q важен тем, что описывает реакцию автономной части заработной платы на изменение относительных цен отечественных и зарубежных благ. Ряд других эффектов будет удобно описать через данный коэффициент. Например, изменение заработной платы также меняет относительные цены отечественных и зарубежных благ, то есть коэффициент k_w можно записать через k_q . При этом сам эффект международной конкуренции создает отрицательную обратную связь: рост заработной платы снижает конкурентоспособность отечественных благ и, следовательно, потребление и производство в отечественной экономике, что создает противоположный первоначальному эффект на заработную плату. Дополнительным элементом отрицательной обратной связи выступает воздействие роста реальной заработной платы на снижение конкурентоспособности неторгуемых благ. Коэффициент k_w отражает существование отрицательной обратной связи $\check{\alpha} + k_q$:

$$k_w = 1 + \check{\alpha} + k_q, \quad (\text{C.33})$$

где коэффициент $\check{\alpha}$ характеризует силу эффекта конкуренции между торгуемыми и неторгуемыми благами на реальную зарплату:

$$\check{\alpha} \equiv \alpha(z_4\kappa + \sigma) \frac{1 - \gamma_T}{\gamma_T}, \quad (\text{C.34})$$

$$z_4 \equiv \frac{(1 - \gamma_{LH})\gamma_{CYN}}{1 - \gamma_T}, \quad z_4 \in (0; 1). \quad (\text{C.35})$$

Эффект конкуренции между торгуемыми и неторгуемыми благами $\check{\alpha}$ в общем случае слабее эффекта международной конкуренции $\check{\delta}$ как из-за более низкой эластичности замещения $\alpha < \delta$, так и за счет более узкого канала воздействия на цены $\frac{1 - \gamma_T}{\gamma_T} < 1$.

Коэффициент, характеризующий влияние роста производительности T-сектора на автономную зарплату, помимо положительного эффекта международной конкуренции, включает отрицательный эффект $-\kappa\gamma_{LH}$, связанный со снижением требуемых трудовых ресурсов для производства некоторого объема торгуемых благ:

$$k_{z_H} \equiv \check{\delta} - (1 - \xi_F) \frac{1 - \gamma_O}{1 - \gamma_{TB}} (z_1\kappa + \sigma) - \kappa\gamma_{LH}. \quad (\text{C.36})$$

Рост производительности N-сектора создает на автономную зарплату положительный эффект конкуренции между торгуемыми и неторгуемыми благами $\check{\alpha}$, незначительный эффект международной конкуренции $(z_1\kappa + \sigma)\xi_F$ (за счет удешевления отечественных благ в рамках эффекта реальной жесткости торгуемых благ), а также отрицательный эффект $-\kappa(1 - \gamma_{LH})$, связанный со снижением требуемых трудовых ресурсов для производства некоторого объема неторгуемых благ:

$$k_{z_N} \equiv \check{\alpha} + (z_1\kappa + \sigma)\xi_F - \kappa(1 - \gamma_{LH}). \quad (\text{C.37})$$

Рост монополистической наценки T-сектора не создает эффектов международной конкуренции, так как одинаково воздействует на цены как отечественных, так и зарубежных благ. Отрицательный эффект на автономную зарплату создается за счет снижения возможностей потребления зарубежных благ, которые при прочих равных будут стоить дороже при более высокой μ_T :

$$k_{\mu_T} \equiv -(z_1\kappa + \sigma)(1 - \xi_F). \quad (\text{C.38})$$

Рост монополистической наценки N-сектора действует через эффект конкуренции между торгуемыми и неторгуемыми благами $\check{\alpha}$, а также небольшой эффект роста цены импортных благ при увеличении издержек их дистрибуции. Оба эффекта негативно сказываются на потреблении и, следовательно, на требуемой реальной зарплате:

$$k_{\mu_N} \equiv -(\check{\alpha} + (z_1\kappa + \sigma)\xi_F). \quad (\text{C.39})$$

Рост номинального курса иностранной валюты снижает монополистическую наценку для отечественных производителей (с коэффициентом ψ). В итоге возникают все эффекты, которые были включены в коэффициент влияния реального курса иностранной валюты на автономную зарплату k_q . Также возникает эффект конкуренции между торгуемыми и неторгуемыми благами $\check{\alpha}$. Сила общего воздействия номинального курса на зарплату прямо пропорциональна коэффициенту ψ :

$$k_s \equiv (\check{\alpha} + k_q)\psi. \quad (\text{C.40})$$

Экзогенные переменные, определяющие платежный баланс, оказывают эффект на автономную зарплату через объем потребления зарубежных благ: увеличение цены на нефть p_O^* , вклада стабфонда sf в предложение валюты, а также снижение экзогенной части торгового баланса tb расширяют возможности потребления импортных благ и, как следствие, увеличивают требуемую заработную плату:

$$k_{tb} \equiv \frac{(z_1\kappa + \sigma)}{(1 - \gamma_{TB})}. \quad (\text{C.41})$$

Рост зарубежного выпуска y^* , а также долей ω и ω_O , которые приходятся на мировой спрос на отечественные товары, также расширяют возможности потребления зарубежных благ. При этом также происходит прямое стимулирование экспорта, что создает дополнительный эффект на автономную заработную плату:

$$k_{y^*} \equiv \frac{(z_1\kappa + \sigma)}{(1 - \gamma_{TB})} + \kappa\gamma_{LH}(1 - \gamma_{CYH}). \quad (\text{C.42})$$

Условие общего равновесия можно получить, решив совместно (C.11) и (C.28), что соответствует точке пересечения GEL и CPIL на рис. C1 и C2. Для целей дальнейшего анализа в явном виде выразим реакцию реального курса иностранной валюты на экзогенные переменные модели:

$$dq = \theta_{z_H} dz_H + \theta_{z_N} dz_N + \theta_{\mu_T} d\mu_T + \theta_{\mu_N} d\mu_N + \theta_s ds + \theta_{y^*} (dy^* + d\omega + \gamma_O d\omega_O) + \theta_{tb} (\gamma_O dp_O^* + \gamma_O dsf - \gamma_{tb} dtb), \quad (\text{C.43})$$

где коэффициенты реакции равновесного реального курса на экзогенные переменные:

$$\theta_{z_H} \equiv \frac{-\nu_N k_q + (1 - \nu_F)((z_1\kappa + \sigma)\xi_F + \kappa\gamma_{LH}) + (1 - \nu_F - \nu_N)(1 + \check{\alpha})}{k_q + \nu_F(1 + \check{\alpha})}, \quad (\text{C.44})$$

$$\theta_{z_N} \equiv \frac{-(1 - \nu_F - \nu_N)\check{\alpha} + (1 - \nu_F)(-(z_1\kappa + \sigma)\xi_F + \kappa(1 - \gamma_{LH})) + \nu_N(1 + k_q)}{k_q + \nu_F(1 + \check{\alpha})}, \quad (\text{C.45})$$

$$\theta_{\mu_T} \equiv \frac{(1 - \nu_F)(z_1\kappa + \sigma)(1 - \xi_F) - (1 - \nu_F)(1 + \check{\alpha} + k_q)}{k_q + \nu_F(1 + \check{\alpha})}, \quad (\text{C.46})$$

$$\theta_{\mu_N} \equiv \frac{(1 - \nu_F - \nu_N)\check{\alpha} + (1 - \nu_F)(z_1\kappa + \sigma)\xi_F - \nu_N(1 + k_q)}{k_q + \nu_F(1 + \check{\alpha})}, \quad (\text{C.47})$$

$$\theta_s \equiv \frac{(1 - \nu_F)\psi}{k_q + \nu_F(1 + \check{\alpha})}, \quad (\text{C.48})$$

$$\theta_{tb} \equiv -\frac{(1 - \nu_F)}{k_q + \nu_F(1 + \check{\alpha})} \frac{(z_1\kappa + \sigma)}{1 - \gamma_{TB}}, \quad (\text{C.49})$$

$$\theta_{y^*} \equiv -\frac{(1 - \nu_F)}{k_q + \nu_F(1 + \check{\alpha})} \left(\frac{(z_1\kappa + \sigma)}{1 - \gamma_{TB}} + \kappa\gamma_{LH}(1 - \gamma_{CYH}) \right). \quad (\text{C.50})$$

Разберем подробнее эффект Балассы-Самуэльсона и эффект переноса курса в цены.

Реакция на рост производительности Т-сектора и эффект Балассы-Самуэльсона

В модели Балассы-Самуэльсона рост производительности Т-сектора приводит к реальному укреплению национальной валюты. Рассмотрим, что предсказывает наша модель при $dz_H > 0$. В случае совершенной конкуренции в модели Б-С рост производительности Т-сектора не меняет соотношения цен отечественных и зарубежных торгуемых благ: их цены предполагаются равными согласно закону единой цены. Также в модели Б-С из-за абсолютной комплементарности торгуемых и неторгуемых благ рост цен в неторгуемом секторе не встречает преград с точки зрения снижения спроса на данный тип благ. Предложение труда предполагается абсолютно эластичным, не создающим эффектов на заработную плату. В нашей модели отечественные и зарубежные блага конкурируют на рынке монополистической конкуренции и изменение их относительных цен возможно при изменении относительных издержек их производства. Неторгуемые блага конкурируют с торгуемыми, поэтому изменение относительных цен в двух секторах в результате изменения издержек также создает эффекты на реальный валютный курс. Изменение потребления и трудозатрат создает эффекты на заработную плату. Наиболее близка к предпосылкам модели Б-С следующая комбинация параметров нашей модели: $\delta \rightarrow \infty, \alpha \rightarrow 0, \kappa \rightarrow 0, \sigma \rightarrow 0, \nu_N \rightarrow (1 - \gamma_T), \nu_F \rightarrow \gamma_T$.

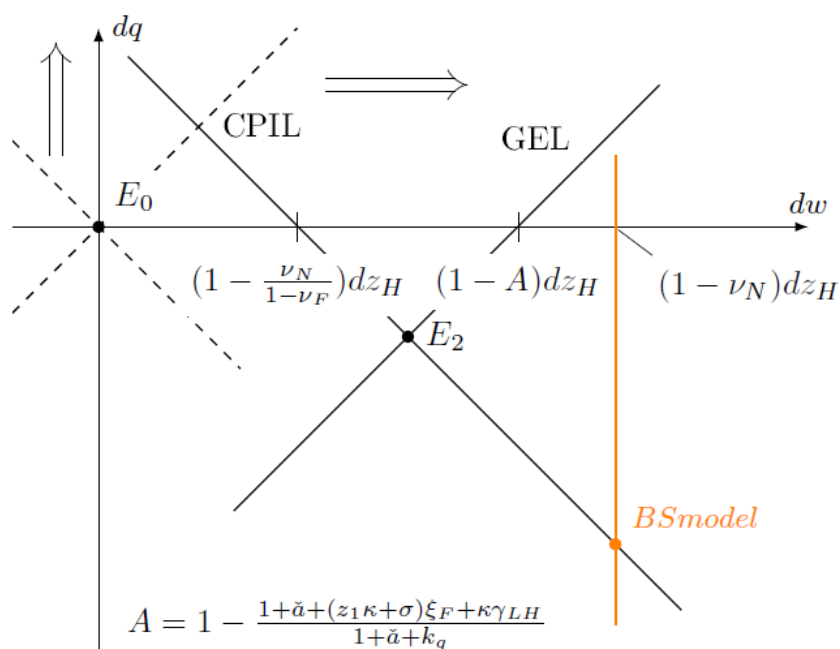


Рис. С1. Эффект Балассы-Самуэльсона: реакция на рост производительности отечественного сектора: $dz_H > 0$

Источник: расчеты авторов.

На рис. С1 изображен сдвиг линий CPII и GEL при возникновении положительного шока производительности $dz_H > 0$. Рост производительности приводит к снижению цен отечественных благ, что увеличивает реальную заработную плату и реальный курс. Это соответствует сдвигу CPII вправо на величину $\left(1 - \frac{\nu_N}{1-\nu_F}\right) dz_H$. Одновременно с этим происходит сдвиг GEL вправо на величину $\left(1 - \frac{1+\check{\alpha}+(z_1\kappa+\sigma)\xi_F+\kappa\gamma_{LH}}{k_q+1+\check{\alpha}}\right) dz_H$. В зависимости от того, как соотносятся сдвиги кривых CPII и GEL, равновесный реальный валютный курс (т. E_2) либо увеличится (ослабление национальной валюты), либо уменьшится. Если $\frac{\nu_N}{1-\nu_F} > \frac{1+\check{\alpha}+(z_1\kappa+\sigma)\xi_F+\kappa\gamma_{LH}}{k_q+1+\check{\alpha}}$, то возникает картина, изображенная на рис. С1: линия GEL смещается сильнее и национальная валюта в итоге укрепляется ($dq < 0$). В этом случае знак эффекта Б-С будет таким же, как и в модели Б-С, случай которой изображен на рисунке оранжевым цветом. Для модели Б-С сдвиг GEL (имеющей вертикальный наклон, так как зарплата не зависит от реального курса) будет всегда больше, чем сдвиг линии CPII $1 - \nu_N > 1 - \frac{\nu_N}{1-\nu_F}$, что гарантирует решение в области более сильной национальной валюты (т. $BSmodel$). В итоге зарплата вырастет на $\gamma_T dz_H = (1 - \nu_N) dz_H$, а национальная валюта укрепитя на $(1 - \gamma_T) dz_H = \nu_N dz_H$.

В нашей модели знак эффекта $\frac{dq}{dz_H}$ будет зависеть от соотношения эффектов конкуренции: при прочих равных чем сильнее эффект международной конкуренции δ и чем слабее эффект конкуренции торгуемых и неторгуемых благ α , тем больше вероятность того, что решение окажется в зоне $\frac{dq}{dz_H} < 0$. Также этому будет способствовать рост $\frac{\sigma}{\kappa}$, так как уменьшается (по модулю) отрицательный вклад эффекта снижения трудовых усилий в изменение заработной платы:

$$\frac{dq}{dz_H} \equiv \theta_{z_H} = \frac{-\nu_F k_q + (1 - \nu_F)((z_1\kappa + \sigma)\xi_F + \kappa\gamma_{LH}) + (1 - \nu_F - \nu_N)(1 + \check{\alpha})}{k_q + \nu_F(1 + \check{\alpha})}. \quad (C.51)$$

Для того чтобы реальный курс укрепился, рост производительности торгуемого сектора должен достаточно сильно сдвинуть равновесную реальную зарплату вверх. Этому будет способствовать сильный эффект международной конкуренции (высокая δ), который увеличит спрос на отечественные товары и повысит требуемую работниками зарплату. Этому также будут способствовать более низкие эластичности межвременного замещения (высокая σ) и предложения труда (высокая κ), которые усиливают эффект международной конкуренции. Низкая эластичность замещения товаров торгуемого и неторгуемого секторов α не даст зарплате упасть в результате снижения спроса на неторгуемые товары. Чем сильнее реагирует зарплата (сильнее сдвинется вправо GEL), тем ниже будет реальный курс иностранной валюты согласно CPII.

Рост номинального курса иностранной валюты и эффект переноса курса в цены

Уравнение (С.43) показывает, каким образом равновесный реальный курс иностранной валюты реагирует на экзогенные шоки. При этом коэффициент переноса курса в цены можно рассчитать только для одного шока — шока номинального курса иностранной валюты. Это объясняется тем, что определение коэффициента переноса $\frac{dq}{ds}$ требует знания об изменении номинального курса иностранной валюты ds , а в нашей модели изменение номинального курса вводится экзогенно⁴².

Полнота переноса динамики номинального курса в цены определяется реакцией реального курса на шок номинального курса θ_s . Чем сильнее реальный курс увеличивается при росте номинального (чем больше θ_s), тем слабее будет реакция номинальных цен, тем меньше будет коэффициент переноса курса в цены.

На рис. С2 изображена реакция реального курса и заработной платы на рост номинального курса иностранной валюты.

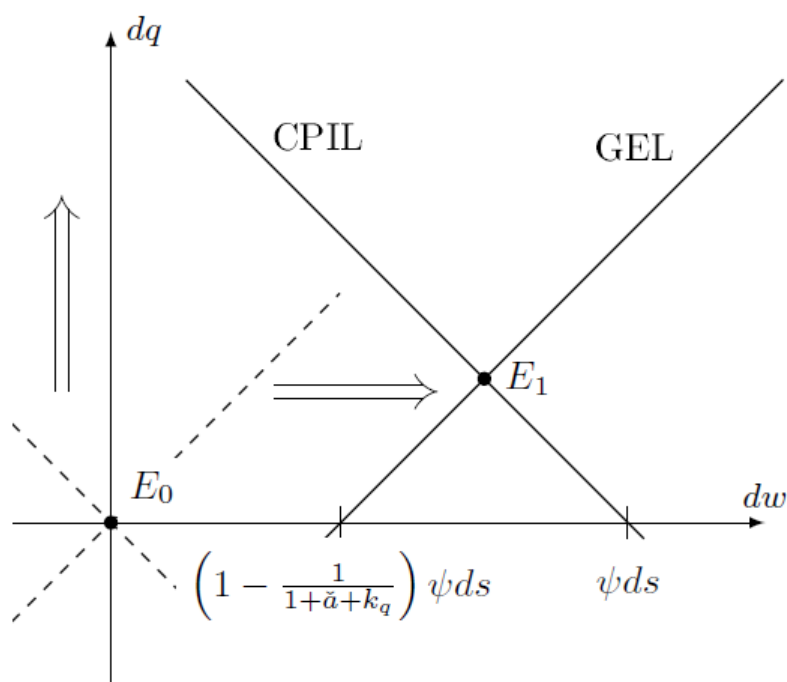


Рис. С2. Реакция на рост номинального курса $ds > 0$: эффект переноса курса в цены

Источник: расчеты авторов.

Рост номинального курса иностранной валюты снижает монополистическую наценку на величину ψds . Это способствует снижению цен отечественных

⁴²В эмпирической части при вычислении экзогенной части динамики курса мы из фактического роста курса иностранной валюты вычитаем общую для всех номинальных переменных часть (номинальный якорь).

монополистических конкурентов, что в свою очередь увеличивает реальный курс иностранной валюты и реальную зарплату. Это соответствует сдвигу CPII вправо на величину ψds . Также вправо, но на меньшую величину $\left(1 - \frac{1}{1+\tilde{\alpha}+k_q}\right) \psi ds$ сдвигается GEL. В итоге равновесие (т. E_1) оказывается в области $dq \geq 0$:

$$\frac{dq}{ds} \equiv \theta_s = \frac{(1 - \nu_F)\psi}{k_q + \nu_F(1 + \tilde{\alpha})}. \quad (C.52)$$

Так как $dp = ds - dq + dp^*$, то коэффициент переноса курса в цены:

$$\frac{dp}{ds} \equiv \varphi_P = 1 - \frac{dq}{ds} = 1 - \frac{(1 - \nu_F)\psi}{k_q + \nu_F(1 + \tilde{\alpha})}. \quad (C.53)$$

Величина сдвига кривой GEL вправо отражает общую силу эффектов, связанных с изменением курса, на заработную плату. В канале трансмиссии номинального курса в зарплату можно условно выделить три усиливающих друг друга эффекта:

- эффект захвата доли рынка, который показывает, насколько агрессивно компании пытаются захватить долю на рынке за счет снижения монополистической наценки;
- эффект конкуренции, который определяет, насколько сильно среагируют объемы потребления и производства на изменение относительных цен отечественных и зарубежных благ;
- эффект реальной жесткости цен, связанный с рынком труда, который определяет, насколько сильной будет реакция реальной заработной платы на произошедшее изменение потребления и занятости.

Все три эффекта действуют мультипликативно. Эффект захвата доли рынка интернализирован в модели ad hoc предпосылкой о том, что на каждый процент экзогенного ослабления национальной валюты компании снижают монополистическую наценку на ψ процентов. Чем выше ψ , тем сильнее среагируют относительные цены на изменение курса.

Эффект конкуренции приводит к тому, что снижение цены отечественных благ по отношению к ценам зарубежных благ увеличивает совокупный спрос на отечественные товары. Сила этого эффекта зависит от двух эластичностей замещения: чем выше эластичность замещения между отечественными и зарубежными торгуемыми благами δ , а также чем выше эластичность замещения между торгуемыми и неторгуемыми благами α , тем сильнее реагируют потребление и занятость на некоторое изменение относительных цен.

Чем выше реальная жесткость цен, связанная с рынком труда (то есть чем выше эластичности межвременного замещения и предложения труда, что соответствует меньшим σ и κ), тем слабее действует канал трансмиссии динамики потребления и

трудовых усилий в заработную плату. Таким образом, увеличение любого из пяти параметров $\psi, \alpha, \delta, \sigma, \kappa$ увеличивает силу реакции автономной заработной платы (сдвиг GEL) на изменение номинального курса⁴³.

В итоге чем сильнее реакция заработной платы на изменение номинального курса иностранной валюты, тем в большей степени подстройка к произошедшему сдвигу CPII идет за счет изменения реальной зарплаты. В случае очень высокой гибкости заработной платы и сильных эффектов конкуренции реальный курс иностранной валюты практически не меняется, а перенос курса в цены становится близким к единице, несмотря на существование эффекта захвата доли рынка. Согласно (С.52) рост ψ увеличивает интегральную жесткость цен экономической системы и уменьшает перенос курса в цены.

Можно рассчитать эффект переноса в цены всех типов благ. Коэффициент переноса в цены неторгуемых благ:

$$\varphi_{P_N} \equiv \frac{dp_N}{ds} = \frac{dp}{ds} + \frac{d\mathbf{p}_N}{ds} = \frac{dp}{ds} + \frac{d\mathbf{w}}{ds} - \psi = 1 - \frac{d\mathbf{q}}{ds} - \frac{\nu_F}{1 - \nu_F} \frac{d\mathbf{q}}{ds} = 1 - \frac{1}{1 - \nu_F} \frac{d\mathbf{q}}{ds}. \quad (\text{C.54})$$

Из-за симметричного влияния экзогенных изменений курса на T- и N-секторы отечественной экономики перенос курса в цены отечественных торгуемых благ будет идентичным:

$$\varphi_{P_H} \equiv \frac{dp_H}{ds} = \varphi_{P_N} = 1 - \frac{1}{1 - \nu_F} \frac{d\mathbf{q}}{ds}. \quad (\text{C.55})$$

Перенос курса в цены импортных благ без учета издержек дистрибуции:

$$\varphi_{\bar{P}_F} = \frac{d\bar{p}_F}{ds} = (1 - \xi_F) + \xi_F \frac{dp_N}{ds} = 1 - \xi_F \frac{1}{1 - \nu_F} \frac{d\mathbf{q}}{ds}. \quad (\text{C.56})$$

Перенос курса в цены импортных благ с учетом издержек дистрибуции:

$$\varphi_{P_F} = \frac{dp_F}{ds} = (1 - \eta)(1 - \xi_F) + (\eta + (1 - \eta)\xi_F) \frac{dp_N}{ds} = 1 - \frac{(\eta + (1 - \eta)\xi_F)}{1 - \nu_F} \frac{d\mathbf{q}}{ds}. \quad (\text{C.57})$$

Перенос курса в цены торгуемых благ:

$$\varphi_{P_T} = \frac{dp_T}{ds} = \gamma_H \frac{dp_H}{ds} + (1 - \gamma_H) \frac{dp_F}{ds} = 1 - \frac{\gamma_H + (1 - \gamma_H)(\eta + (1 - \eta)\xi_F)}{1 - \nu_F} \frac{d\mathbf{q}}{ds}. \quad (\text{C.58})$$

⁴³Исключением является случай невыполнения модифицированного правила Маршалла-Лернера при достаточно низкой эластичности δ ($k_q < 0$). В этом случае сдвиг GEL может стать отрицательным, а эффект переноса курса в цены некорректным: очень большим ($\varphi_P \gg 1$) или отрицательным ($\varphi_P < 0$). В своей работе мы игнорируем данный случай.

Приложение D. Данные и источники

- Индекс номинального эффективного курса рубля к иностранным валютам (источник: Банк России).
- Индекс реального эффективного курса рубля к иностранным валютам (источник: Банк России).
- Рост ВВП стран — торговых партнеров России (источник: Всемирный банк).
- Индекс средних цен экспорта России по товарной группе «топливно-энергетические товары» (источник: Федеральная таможенная служба).
- Индекс физического объема экспорта России по товарной группе «топливно-энергетические товары» (источник: Федеральная таможенная служба).
- Платежный баланс России (источник: Банк России).
- Индекс потребительских цен на все товары и услуги*⁴⁴ (источник: Росстат):
 - индекс потребительских цен на товары* (источник: Росстат);
 - Индекс потребительских цен на услуги* (источник: Росстат).
- Валовой внутренний продукт в ценах 2016 г. (источник: Росстат).
- Индексы физического объема валового регионального продукта в разрезе видов экономической деятельности* (источник: Росстат).
- Структура валового регионального продукта в разрезе видов экономической деятельности* (источник: Росстат).
- Конечное потребление домашних хозяйств в ценах 2016 года (источник: Росстат).
- Экспорт в ценах 2016 года (источник: Росстат).
- Численность населения (источник: Росстат).
- Индекс производительности труда в разрезе видов экономической деятельности (источник: Росстат).
- Среднемесячная номинальная начисленная заработная плата на одного работника в разрезе видов экономической деятельности* (источник: Росстат).

⁴⁴Помеченные звездочкой (*) статистические показатели доступны в региональном разрезе.

- Среднесписочная численность работников в разрезе видов экономической деятельности* (источник: Росстат).
- Количество фактически отработанного времени на всех видах работ по производству товаров и услуг в разрезе видов экономической деятельности* (источник: Росстат).

Региональные издержки

В соответствии с оцениваемым нами уравнением (81), для расчета региональных издержек необходима информация о секторальном (Т и N) росте заработных плат и производительности труда. Для этого требуется знание об отраслевой⁴⁵ динамике данных показателей.

Что касается отраслевой производительности труда, то для России данные цифры публикуются официальным статистическим органом (Росстат) на ежегодной основе, однако публикация в разрезе регионов не осуществляется. По этой причине мы использовали собственные оценки отраслевой региональной производительности труда.

Данный расчет осуществлялся в соответствии с методическими рекомендациями Росстата. Согласно им производительность труда исчисляется путем деления индекса физического объема валовой добавленной стоимости по отрасли к индексу совокупных затрат труда по рассматриваемой отрасли.

Росстат на ежегодной основе обнародует следующие статистические показатели, с помощью которых можно осуществить самостоятельный расчет отраслевой производительности труда:

- рост физического объема валовой добавленной стоимости в разрезе отраслей (данные доступны с 2005 по 2018 г.);
- структура валового регионального продукта в разрезе отраслей (данные доступны с 2005 по 2018 г.);
- количество фактически отработанного времени на всех видах работ по производству товаров и услуг (данные доступны с 2011 по 2018 г.).

Соответственно, используя данную информацию, мы осуществили расчет региональной производительности труда с 2012 по 2018 год.

Числителем в расчете темпов роста производительности труда Т- и N-секторов является рост добавленной стоимости в каждом из рассматриваемых секторов. Он

⁴⁵Здесь и далее под «отраслевой» мы имеем в виду динамику в соответствии с видами экономической деятельности, а под «секторальной» — динамику торгуемого и неторгуемого сектора экономики.

оценивался нами как средневзвешенное из темпов роста отраслей, принадлежащих к тому или иному сектору. Для расчета данной величины мы делили отрасли экономики на торгуемые и неторгуемые (приведено в табл. D1 и D2).

Таблица D1. Деление отраслей на торгуемые и неторгуемые
(в соответствии с ОКВЭД 1)

ОКВЭД 1 (2012–2015 гг.)	Сектор
Сельское хозяйство, охота и лесное хозяйство	Торгуемый
Рыболовство, рыбоводство	Торгуемый
Добыча полезных ископаемых	Торгуемый
Обрабатывающие производства	Торгуемый
Производство и распределение электроэнергии, газа и воды	Неторгуемый
Строительство	Неторгуемый
Оптовая и розничная торговля; ремонт автотранспортных средств, мотоциклов, бытовых изделий и предметов личного пользования	Неторгуемый
Гостиницы и рестораны	Неторгуемый
Транспорт и связь	Неторгуемый
Финансовая деятельность	Неторгуемый
Операции с недвижимым имуществом, аренда и предоставление услуг	Неторгуемый
Государственное управление и обеспечение военной безопасности; социальное страхование	Неторгуемый
Образование	Неторгуемый
Здравоохранение и предоставление социальных услуг	Неторгуемый
Предоставление прочих коммунальных, социальных и персональных услуг	Неторгуемый
Предоставление услуг по ведению домашнего хозяйства	Неторгуемый

Источник: Росстат.

Таблица D2. Деление отраслей на торгуемые и неторгуемые
(в соответствии с ОКВЭД 2)

ОКВЭД 2 (2016–2018 гг.)	Сектор
Сельское, лесное хозяйство, охота, рыболовство и рыбоводство	Торгуемый
Добыча полезных ископаемых	Торгуемый
Обрабатывающие производства	Торгуемый
Обеспечение электрической энергией, газом и паром; кондиционирование воздуха	Неторгуемый
Водоснабжение; водоотведение, организация сбора и утилизация отходов, деятельность по ликвидации загрязнений	Неторгуемый
Строительство	Неторгуемый
Торговля оптовая и розничная; ремонт автотранспортных средств и мотоциклов	Неторгуемый
Деятельность гостиниц и предприятий общественного питания	Неторгуемый
Транспортировка и хранение	Неторгуемый
Деятельность в области информации и связи	Неторгуемый
Деятельность финансовая и страховая	Неторгуемый
Деятельность по операциям с недвижимым имуществом	Неторгуемый
Государственное управление и обеспечение военной безопасности; социальное обеспечение	Неторгуемый
Образование	Неторгуемый
Деятельность в области здравоохранения и социальных услуг	Неторгуемый
Деятельность профессиональная, научная и техническая	Неторгуемый
Деятельность административная и сопутствующие дополнительные услуги	Неторгуемый
Деятельность в области культуры, спорта, организации досуга и развлечений	Неторгуемый
Предоставление прочих видов услуг	Неторгуемый

Источник: Росстат.

В ходе осуществления расчета секторального роста были исключены несколько выбросов, входящих в верхние 0,05% распределения отраслевых темпов роста (приведены в табл. D3).

Таблица D3. Наблюдения, исключенные из расчета секторального роста производительности труда

Регион	Отрасль	Год	Темп роста, %	Вес в ВРП, %
Еврейская автономная область	Рыболовство, рыбоводство	2013	10000	0,001
Еврейская автономная область	Финансовая деятельность	2013	5978500	0,002
Чукотский автономный округ	Финансовая деятельность	2013	2480100	0,001

Источники: Росстат, расчеты авторов.

Номинальный валютный курс и издержки импортеров

Для оценки изменения валютного курса мы используем данные об индексе номинального эффективного валютного курса (приведен на рис. D1), который учитывает операции со всеми торговыми партнерами. Данный показатель рассчитывается Банком России на основании данных о структуре внешней торговли России.

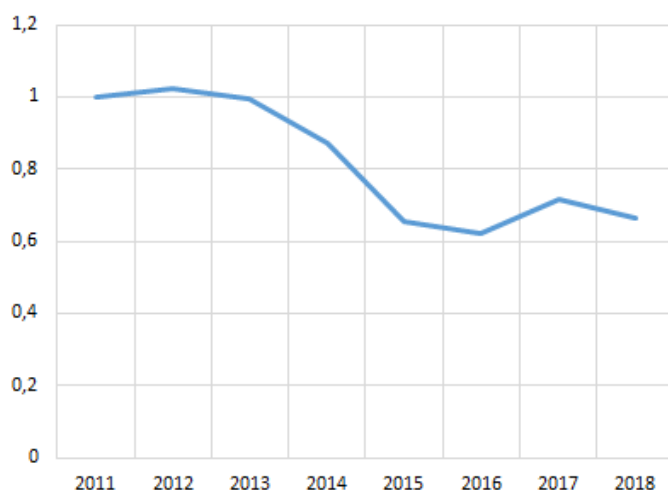


Рис. D1. Индекс номинального эффективного обменного курса рубля к иностранным валютам

Источники: Банк России, расчеты авторов.

Помимо номинального эффективного валютного курса, Банк России осуществляет расчет реального эффективного валютного курса, который «очищен» от влияния изменения цен в России⁴⁶ и за рубежом. Следовательно, индекс зарубежных цен P^* выводится из следующей формулы: $P^* = \frac{NEER \cdot P}{REER}$, где $NEER$ — номинальный эффективный валютный курс; P — индекс цен в России; $REER$ — реальный эффективный валютный курс. Рассчитанный в соответствии с данной формулой индекс зарубежных цен представлен на рис. D2. За рассматриваемый нами промежуток времени зарубежные цены выросли на 23%.

Рост мировой экономики

Для оценки роста мировой экономики (рис. D3) мы использовали панель Всемирного банка, которая содержит данные об изменении ВВП стран мира по паритету покупательной способности. Чтобы учесть структуру внешней торговли России, мы «взвесили» экономический рост стран на долю, которую занимают

⁴⁶Для России в качестве индекса цен используется ИПЦ.

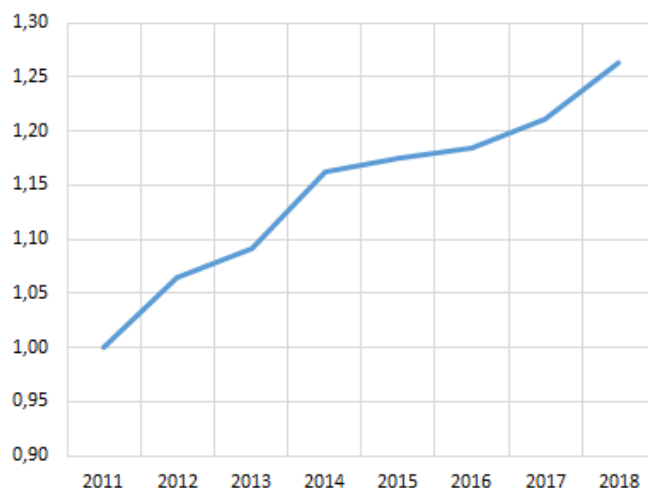


Рис. D2. Индекс цен стран — торговых партнеров России

Источники: Банк России, расчеты авторов.

данные страны во внешнеторговом обороте России с этими странами. Данные доли используются Банком России для расчета индекса эффективного курса рубля к иностранным валютам.

На анализируемом отрезке времени рост экономики стран — торговых партнеров (16,2%) был значимо ниже роста мировой экономики (23,4%), что может быть связано с Глобальным финансовым кризисом 2008–2009 гг. и последовавшим за ним долговым кризисом в Европе (страны которой составляют значительную долю во внешней торговле России).

Региональные цены

Измерение долгосрочного роста региональных цен осуществлялось на основании данных об изменении индекса потребительских цен. Согласно статистике, приведенной на рис. D4, рост региональных цен на торгуемые товары в среднем выше, чем на неторгуемые товары. В целом данная ситуация соответствует используемой нами модели. Причина состоит в том, что при прочих равных цены на Т-товары, помимо собственной компоненты издержек, содержат в себе весомую часть неторгуемых факторов производства.

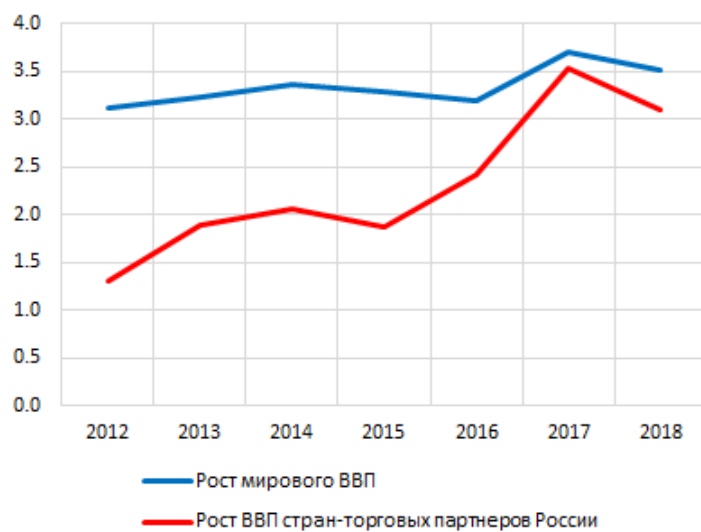


Рис. D3. Рост мирового ВВП в 2012–2018 годах

Источники: Всемирный банк, расчеты авторов.

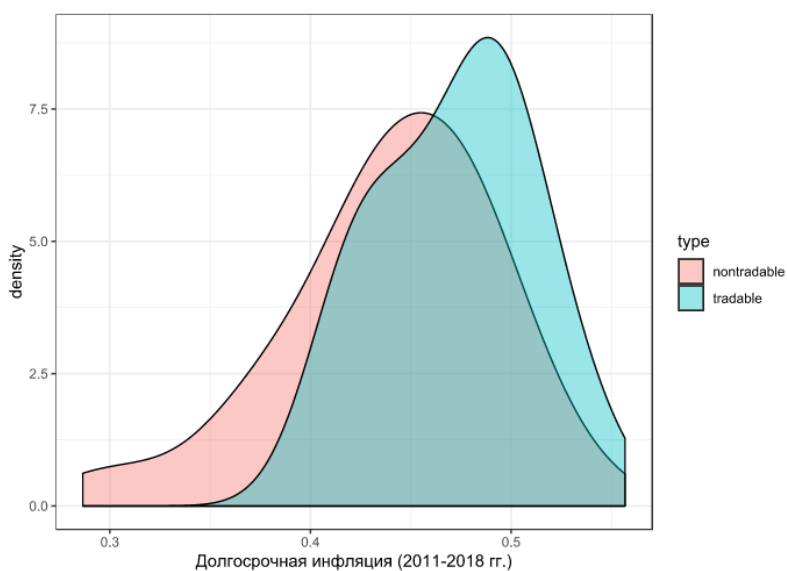


Рис. D4. Плотность распределения логарифмического прироста региональных цен с 2012 по 2018 год

Источник: расчеты авторов.

Таблица D4. Корреляционная матрица переменных, используемых при оценке параметров модели

Переменная	Название	π_{Tkt}	π_{Nkt}	Δz_{Hkt}	Δz_{Nkt}	Δw_{Hkt}	Δw_{Nkt}	$\Delta w_{Hkt} - \Delta z_{Hkt}$	$\Delta w_{Nkt} - \Delta z_{Nkt}$
π_{Tkt}	Инфляция в Т-секторе	1							
π_{Nkt}	Инфляция в N-секторе	0,254	1						
Δz_{Hkt}	Рост производительности труда в Т-секторе	-0,117	0,077	1					
Δz_{Nkt}	Рост производительности труда в N-секторе	0,072	-0,297	0,018	1				
Δw_{Hkt}	Рост заработной платы в Т-секторе	-0,023	-0,243	0,185	0,140	1			
Δw_{Nkt}	Рост заработной платы в N-секторе	0,147	-0,029	0,030	0,070	0,460	1		
$\Delta w_{Hkt} - \Delta z_{Hkt}$	Издержки отечественных производителей торгуемых товаров	0,105	-0,181	-0,906	0,042	0,248	0,168	1	
$\Delta w_{Nkt} - \Delta z_{Nkt}$	Издержки сектора производства N-товаров	0,011	0,251	-0,001	-0,858	0,111	0,452	0,049	1

Источник: расчеты авторов.

Приложение Е. Априорная информация о параметрах регионального блока

В рамках байесовского подхода требуется задать априорные распределения для параметров, оцениваемых в рамках модели. Мы изучили статистические данные, которые позволяют получить первоначальные представления о параметрах.

Доля дистрибуционной наценки в цене торгуемых товаров

Информация о данном параметре содержится в статистических данных о структуре розничных цен⁴⁷. Данная статистика рассчитывается Росстатом на ежегодной основе по более 50 товарам и позволяет понять, из каких компонентов складывается розничная цена на наблюдаемые товары (структура приведена на рис. Е2).

Судя по данной структуре, неторгуемые факторы сосредоточены в двух статьях — доставке продукции перерабатывающими организациями и обороте сферы обращения. Именно на основании данных статей нами была рассчитана средняя (по товарам) доля дистрибуционной наценки в розничных ценах (результаты приведены на рис. Е1). Эта оценка использовалась для формирования математического ожидания и дисперсии априорного распределения данного параметра. Заметим, что данная величина немного меньше оценок, которые приводятся в зарубежных работах.

Доля отечественных торгуемых благ в потреблении домохозяйств

В качестве априорных знаний о данном параметре нами используется информация Росстата о доле импорта в товарных ресурсах розничной торговли⁴⁸ (статистика приведена на рис. Е3). Данный временной ряд также имеет достаточно низкий разброс вокруг среднего значения. Эта же ситуация сохраняется и после наблюдаемого сдвига относительных цен в 2015 г., который привел к устойчивому повышению доли товаров отечественного производства.

⁴⁷Согласно Росстату, структура розничной цены отдельного товара формируется на базе обследования предприятий перерабатывающей промышленности, а также организаций товаропроводящих сетей. Вес отдельных статей структуры розничной цены рассчитывается в процентах к розничной цене. Подробнее см. Росстат. [Структура розничных цен на отдельные виды товаров](#).

⁴⁸Подробнее см. Росстат. [Доля импортных товаров в товарных ресурсах розничной торговли](#).

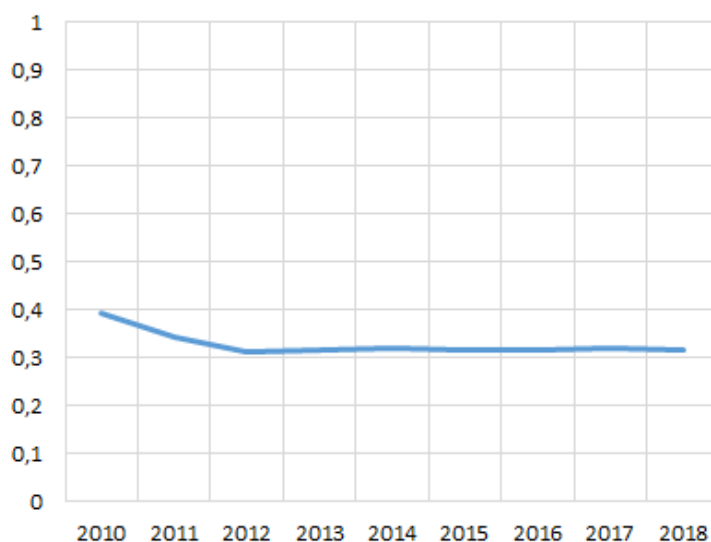


Рис. Е1. Средняя доля дистрибуционной наценки в розничной цене товаров

Источники: Росстат, расчеты авторов.

Эластичность замещения неторгуемых благ

Информация о данном параметре отражает величину монополистической наценки N-сектора. При расчете стационарной точки данная наценка предполагалась неизменной между секторами ввиду равенства относительных цен. Это позволяет использовать статистические данные о монополистической наценке товаров для задания параметров априорного распределения для θ_N .

В качестве оценки данной величины нами используется доля прибыли в торговой надбавке, известная на основании данных Росстата о структуре розничных цен⁴⁹. Данная статистика приведена на рис. Е4. Ее эволюция во времени сонаправлена с деловым циклом в России: она быстро восстановилась после глобального финансового кризиса 2009 г., после чего испытала некоторое падение во время кризиса 2014–2015 годов. Далее, начиная с 2016 г., монополистическая наценка начала восстанавливаться к прежним значениям.

⁴⁹Подробнее см. Росстат. [Структура розничных цен на отдельные виды товаров](#).

Сырьё и основные материалы за вычетом возвратных отходов, побочной и сопутствующей продукции
Стоимость основного вида сырья
Стоимость других видов сырья и основных материалов
Возвратные отходы, побочная и сопутствующая продукция (вычитаются)
Расходы на производство, включая коммерческие расходы
Вспомогательные материалы на технологические цели
Топливо и энергия, включая воду и пар на технологические цели
Расходы на подготовку и освоение производства
Расходы на содержание и эксплуатацию оборудования
Заработная плата с отчислениями на социальные нужды
Общехозяйственные (общезаводские) расходы
Общепроизводственные (цеховые) расходы
Прочие производственные расходы
Коммерческие расходы
<i>Полная себестоимость единицы продукции</i>
Фактическая прибыль, убыток (-)
<i>Отпускная цена без НДС, акциза и других видов налогов</i>
НДС
Акциз
Другие виды налогов
<i>Отпускная цена с НДС, акцизом и другими видами налогов</i>
Плата за доставку продукции (товара) покупателям, осуществляемую перерабатывающим предприятием
<i>Отпускная цена с НДС, акцизом и др. видами налогов, включая плату за доставку продукции (товара) покупателям, осуществляемую перерабатывающим предприятием</i>
Оборот сферы обращения
Оборот посреднического звена
Торговая надбавка
Загрты организаций розничной торговли по доставке и продаже товара в том числе затраты по доставке товара
Прибыль, убыток (-) от продажи товара
НДС, исчисленный организацией розничной торговли
Розничная цена товара

Рис. Е2. Структура розничной цены

Источник: Росстат.

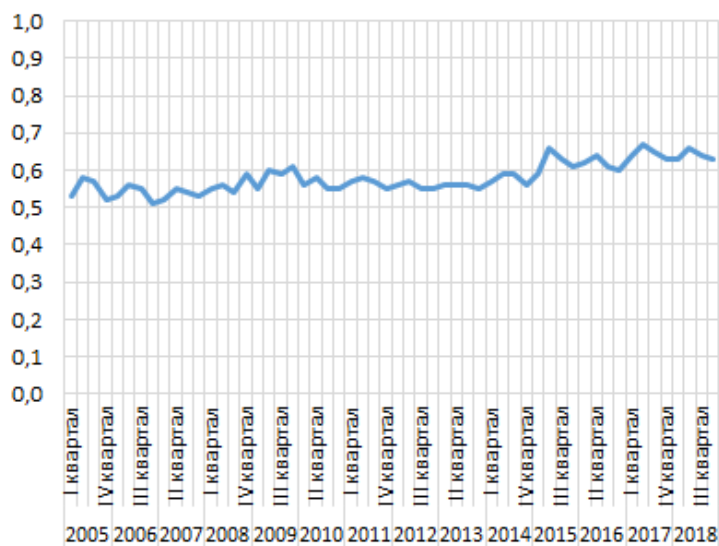


Рис. Е3. Доля товаров отечественного производства

Источники: Росстат, расчеты авторов.

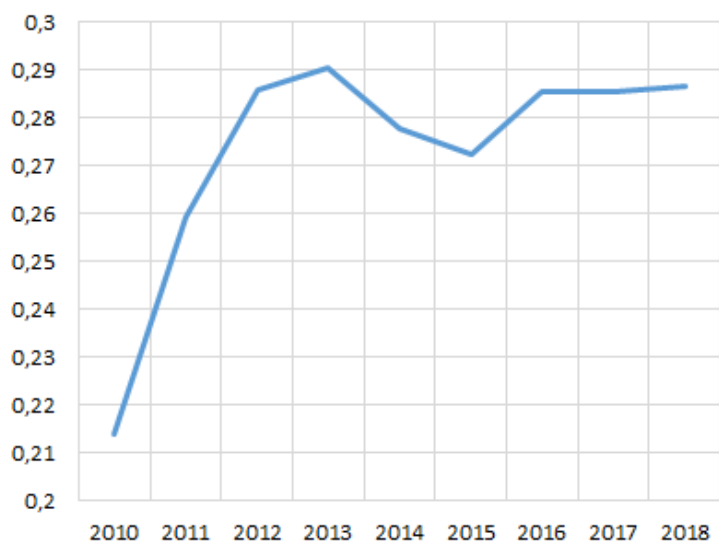


Рис. Е4. Оценка монополистической наценки в N-секторе

Источники: Росстат, расчеты авторов.

Приложение Г. Байесовская оценка регионального блока

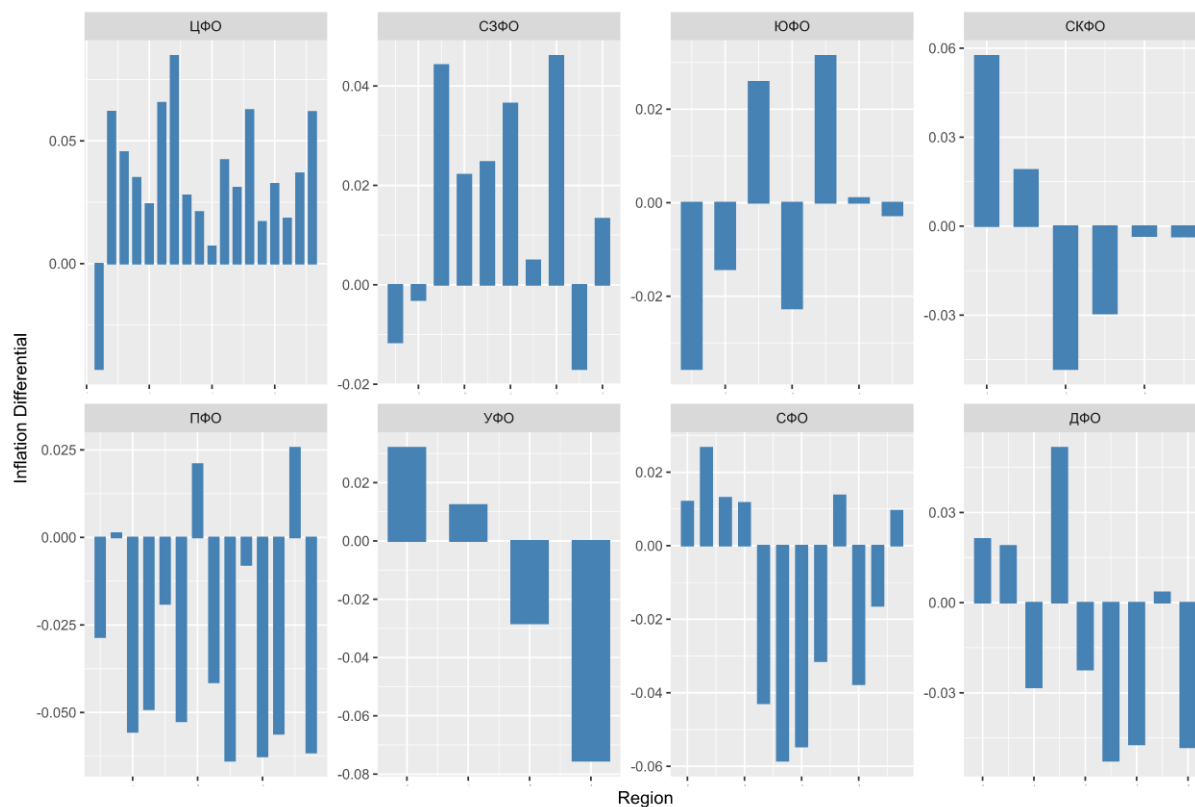


Рис. F1. Отклонение долгосрочной региональной инфляции от среднего значения

Источники: Росстат, расчеты авторов.

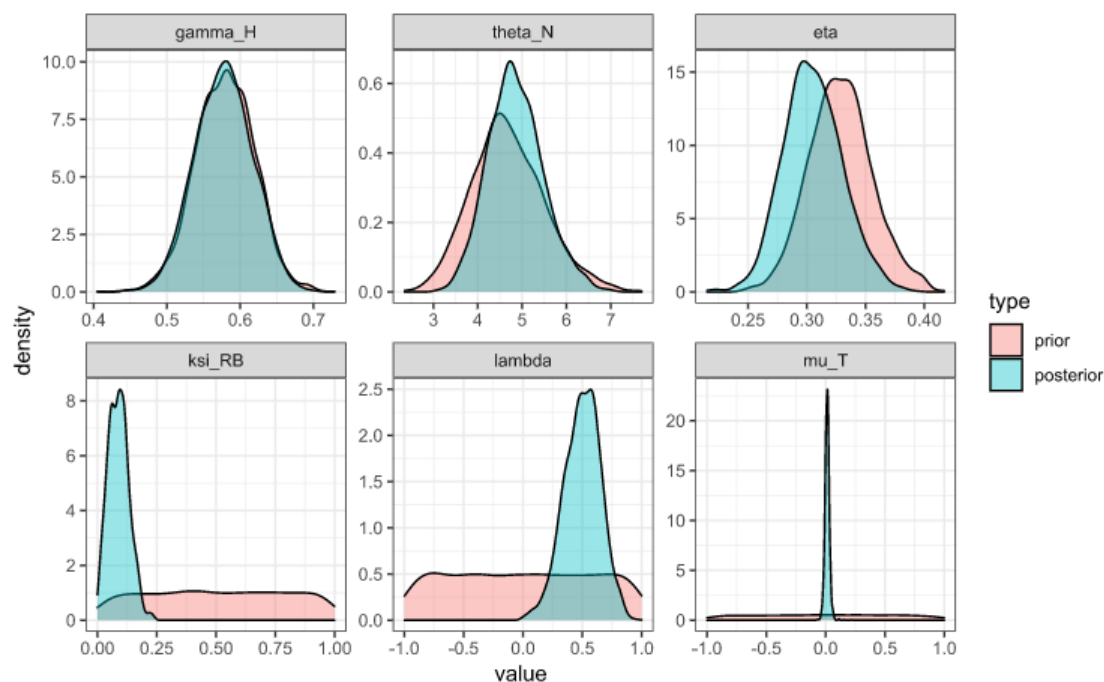


Рис. F2. Апериорные и апостериорные распределения параметров

Источник: расчеты авторов.

Робастность оценок параметров регионального блока к пространственной матрице

Проанализируем чувствительность оценок параметров модели к использованию различных типов пространственных матриц. Для получения оценок мы используем следующие матрицы:

1. Матрица соседства — квадратная матрица 80 на 80, в которой элемент w_{ij} равен 1, если регионы i и j (где $i \neq j$) граничат друг с другом и 0 в противном случае. Для Калининградской области в качестве соседа был взят г. Санкт-Петербург.
2. Матрица соседства с поправкой на г. Москву — матрица соседства из п. 1, в которой каждый регион граничит с г. Москвой.
3. Матрица федеральных округов — квадратная матрица 80 на 80, в которой элемент w_{ij} равен 1, если регионы i и j (где $i \neq j$) входят в один федеральный округ, и 0 в противном случае.
4. Матрица федеральных округов с поправкой на г. Москву — матрица федеральных округов из п. 2, в которой г. Москва принадлежит к каждому федеральному округу.

5. Матрица обратных расстояний — квадратная матрица 80 на 80, в которой элемент w_{ij} равен $\frac{1}{d_{ij}}$, где d_{ij} — прямое расстояние между областными центрами регионов i и j . Для Московской области в качестве областного центра взят г. Красногорск, а для Ленинградской области — г. Колпино.

Оценки, полученные с помощью различных моделей, достаточно устойчивы к изменениям в пространственной матрице (см. рис. F3). Важно отметить, что это касается не только параметров с сильными априорными распределениями, но и параметров с неинформативными приорами — коэффициента регионального смещения ξ_{RB} , отраслевой части монополистической наценки в секторе торгуемых благ μ_{Tt} , а также оценки коэффициента пространственной авторегрессии λ_T . Последний является значимо⁵⁰ положительным для большинства рассматриваемых моделей, сигнализируя о присутствии пространственных эффектов в стохастической части модели.

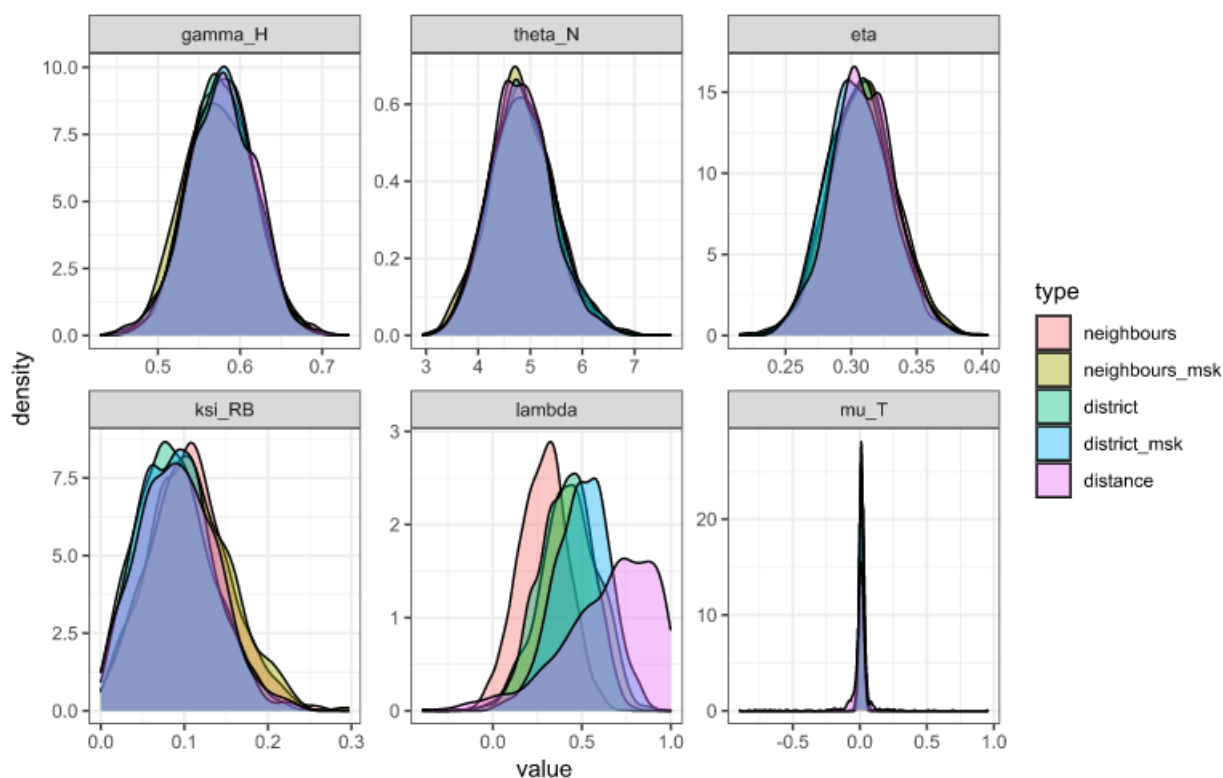


Рис. F3. Оценка апостериорной функции плотности параметров в зависимости от пространственной матрицы

Источник: расчеты авторов.

В силу слабой изменчивости оцениваемых параметров, оценка долгосрочного прямого эффекта переноса (рис. F5 и табл. F1) также остается стабильной и слабо меняется в зависимости от используемой пространственной матрицы.

⁵⁰ Данный вывод основан на 95%-ном вероятностном интервале оценки параметра.

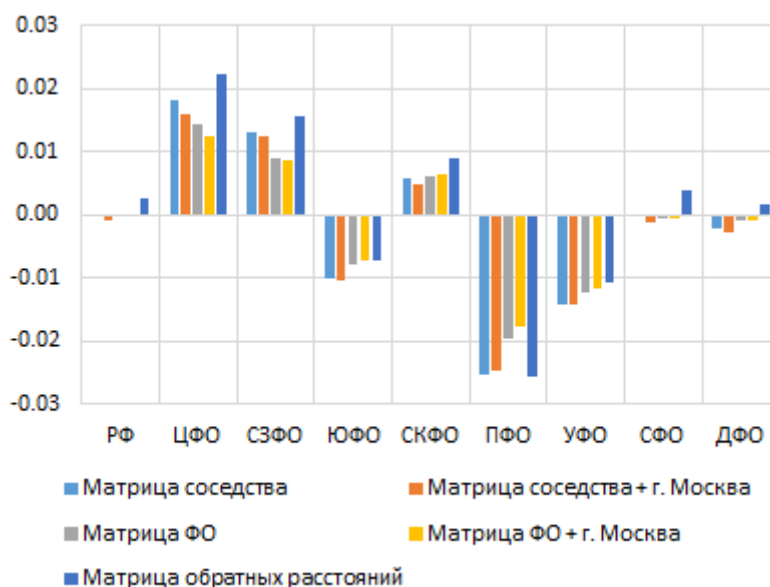


Рис. F4. Оценка идиосинкразической компоненты оцениваемого уравнения 50 в зависимости от пространственной матрицы

Источник: расчеты авторов.

Таблица F1. Средняя оценка долгосрочного прямого эффекта переноса в зависимости от пространственной матрицы

Ценовой агрегат	Матрица соседства	Матрица соседства + г. Москва	Матрица ФО	Матрица ФО + г. Москва	Матрица обратных расстояний
Импортные товары	0,638	0,638	0,642	0,643	0,638
Торгуемые товары	0,269	0,272	0,272	0,271	0,269
ИПЦ	0,199	0,201	0,202	0,201	0,199

Источник: расчеты авторов.

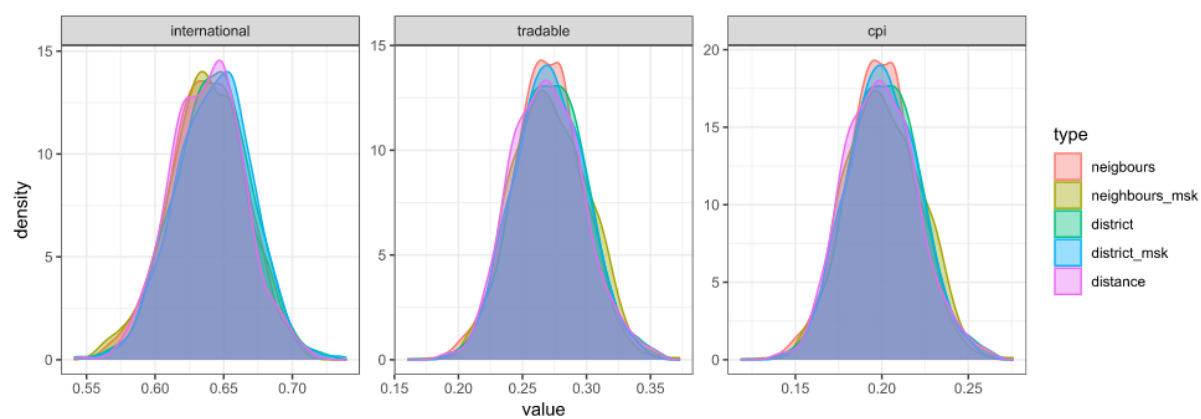


Рис. F5. Оценка долгосрочного прямого эффекта переноса в зависимости от пространственной матрицы

Источник: расчеты авторов.

Приложение G. Байесовская оценка модели общего равновесия

Таблица G1. Калибровка параметров, фиксированных в процессе байесовской оценки

Обозначение	Параметр	Значение
γ_T	Доля торгуемых благ в потреблении	0,741
γ_H	Доля отечественных благ в общем объеме торгуемых благ	0,578
η	Доля издержек дистрибуции в цене торгуемых благ	0,305
ξ_F	Реальная жесткость цен торгуемых благ, связанная с издержками дистрибуции	0,073
γ_O	Доля природных ресурсов в общем экспорте	0,656
γ_{TB}	Отношение сальдо торгового баланса к общему экспорту	0,41
ν_F	Общий вклад изменения издержек зарубежного T-сектора в ИПЦ	0,202
ν_N	Общий вклад изменения издержек N-сектора в ИПЦ	0,522

Источники: Росстат, расчеты авторов.

Таблица G2. Данные для калибровки для трех интервалов

	Временной интервал	2012–2018	2012–2014	2015–2018
dp	Прирост ИПЦ*	0,474	0,234	0,240
m	Общая часть (% от прироста ИПЦ)	0,310	0,153	0,157
ds	Прирост курса иностранной валюты	0,410	0,136	0,274
dp^*	Прирост цен зарубежных благ	0,234	0,150	0,084
dy^*	Прирост объема производства зарубежных благ	0,162	0,053	0,109
dp_O^*	Прирост цен природных ресурсов	-0,397	-0,065	-0,332
dx_O	Прирост объемов экспорта природных ресурсов	0,165	0,020	0,145
dx	Прирост объемов экспорта	0,233	0,063	0,170
dy	Прирост объемов производства	0,089	0,064	0,025
dc	Прирост объемов потребления	0,088	0,144	-0,056
dl	Прирост рабочей силы	-0,024	-0,002	-0,022
dtb	Прирост платежного баланса	0,001	-0,003	0,004
dy_H	Прирост объемов производства в Т-секторе	0,127	0,061	0,066
dy_N	Прирост объемов производства в N-секторе	0,089	0,070	0,019
dw_H	Прирост заработной платы в Т-секторе	0,672	0,318	0,354
dw_N	Прирост заработной платы в N-секторе	0,615	0,334	0,281
dz_H	Прирост производительности в Т-секторе	0,156	0,088	0,068
dz_N	Прирост производительности в N-секторе	0,061	0,051	0,010
$d\tilde{p} \equiv dp - m$	Прирост ИПЦ без общей части	0,164	0,081	0,083
$d\tilde{w}_H \equiv d\tilde{w}_H - dp$	Прирост заработной платы в Т-секторе без общей части	0,198	0,084	0,114
$d\tilde{w}_N \equiv d\tilde{w}_N - dp$	Прирост заработной платы в N-секторе без общей части	0,141	0,100	0,041
$d\tilde{s} \equiv ds - m + dp^*$	Экзогенная часть прироста курса иностранной валюты (без общей части)	0,334	0,133	0,201
$d\mathbf{p}_O^* \equiv dp_O^* - dp^*$	Реальный прирост цен природных ресурсов	-0,631	-0,215	-0,416

* Все приросты в логарифмах.

Источники: Росстат, Банк России, ФТС, расчеты авторов.

Таблица G3. Результаты байесовской оценки параметров модели

	Параметр	Prior	Mode	Std	Mean	5%	95%
δ	Эластичность замещения между отечественными и импортными торгуемыми благами	$\Gamma(2, 5; 1, 35)$	3,878	0,092	3,855	3,689	4,023
σ	Величина, обратная эластичности межвременного замещения	$\Gamma(2; 1)$	1,238	0,728	1,880	0,428	3,307
ψ	Минус эластичность монополистической наценки по номинальному курсу иностранной валюты	Равномерное	0,333	0,000	0,333	0,333	0,334
α	Эластичность замещения между торгуемыми и неторгуемыми благами	$\Gamma(0, 75; 0, 375)$	0,277	0,162	0,388	0,090	0,678
κ	Величина, обратная эластичности предложения труда по Фришу	$\Gamma(2; 1)$	6,687	1,705	6,445	3,519	9,318
$\sigma(ep)$	Стандартное отклонение ошибки измерения ИПЦ	Равномерное	0,002	0,000	0,002	0,001	0,002
$\sigma(wd)$	Стандартное отклонение дифференциала зарплаты	Равномерное	0,024	0,003	0,026	0,020	0,031
$\sigma(z_H)$	Стандартное отклонение производительности Н-сектора	Равномерное	0,101	0,014	0,106	0,082	0,129
$\sigma(z_N)$	Стандартное отклонение производительности N-сектора	Равномерное	0,047	0,006	0,050	0,038	0,061
$\sigma(s)$	Стандартное отклонение курса иностранной валюты	Равномерное	0,192	0,026	0,200	0,156	0,244
$\sigma(n)$	Стандартное отклонение экзогенного сдвига предложения труда	Равномерное	0,044	0,011	0,056	0,031	0,081
$\sigma(\omega)$	Стандартное отклонение изменения доли отечественных товаров в мировой экономике	Равномерное	0,078	0,011	0,082	0,062	0,100
$\sigma(sf)$	Стандартное отклонение латентного изменения стабфонда	Равномерное	0,029	0,004	0,032	0,024	0,039
$\sigma(p_O^*)$	Стандартное отклонение изменения реальной цены на нефть	Равномерное	0,352	0,047	0,369	0,284	0,450
$\sigma(tb)$	Стандартное отклонение платежного баланса	Равномерное	0,002	0,000	0,002	0,001	0,002
$\sigma(\omega_O)$	Стандартное отклонение доли отечественного экспорта природных ресурсов в мировой экономике	Равномерное	0,018	0,002	0,019	0,015	0,024
$\sigma(y^*)$	Стандартное отклонение выпуска зарубежной экономики	Равномерное	0,090	0,012	0,094	0,073	0,115

Источник: расчеты авторов.

Таблица G4. Вклад экзогенных переменных в лог-прирост эндогенных переменных

	ИПЦ dp	Реальный курс dq	Реальная зарплата $d\omega$	ВВП dy	Экспорт dx	Потребление dc	Трудовые ресурсы dl
$dy^* = 0,162$	0,086	-0,086	0,022	-0,002	0,07	0,012	0
$dz_H = 0,156$	0,044	-0,044	0,065	0,081	0,04	0,092	-0,017
$dz_N = 0,061$	-0,037	0,037	0,031	0,021	0,005	0,023	-0,002
$wd = 0,057$	-0,028	0,028	-0,027	0,002	-0,002	0,002	0
$\tilde{d}s = 0,334$	0,327	0,005	0,109	0,013	0,005	0,014	0,013
$d\omega_O = 0,003$	0,001	-0,001	0	0	0,001	0	0
$n = -0,084$	0,027	-0,027	0,007	-0,074	-0,029	-0,082	-0,073
$dp_O^* = -0,631$	-0,177	0,177	-0,045	0,043	0,19	-0,158	0,039
$dtb = 0,001$	0	0	0	0	0	0	0
$d\omega = -0,136$	-0,072	0,072	-0,018	0,002	-0,059	-0,01	0
$dsf = -0,041$	-0,012	0,012	-0,003	0,003	0,012	-0,01	0,003
$ep = 0,002$	0,002	0	0	0	0	0	0
Все экзогенные	0,161	0,173	0,141	0,089	0,233	-0,117	-0,037
Наблюдаемое значение	0,161	0,17	0,141	0,089	0,233	0,088	-0,024

Источник: расчеты авторов.

Мы рассмотрели несколько альтернативных вариантов оценки. В первых двух вариантах были выбраны априорные распределения параметров функции полезности с низкой дисперсией. В ALT1 предполагаются высокие значения эластичностей межвременного замещения ($\sigma \approx \Gamma(0,24; 0,01)$) и предложения труда по Фришу ($\kappa \approx \Gamma(0,15; 0,01)$). В ALT2, напротив, данные эластичности предполагаются очень низкими: $\sigma \approx \Gamma(5; 0,1)$ и $\kappa \approx \Gamma(5; 0,1)$. В ALT2 мы также предположили низкую эластичность замещения: $\delta \approx \Gamma(1; 0,05)$. В ALT3 мы установили жесткий приор параметра эластичности ($\delta \approx \Gamma(2,5; 0,1)$), сохранив остальные параметры априорных распределений как в базовом варианте. В ALT4 мы увеличили общую часть для периода 2012–2014 гг. на 0,05, для периода 2015–2018 гг. — также на 0,05. Это привело к увеличению общей части всего интервала 2012–2018 на 0,1. Наконец, в ALT5 мы убрали эффект захвата доли рынка, зафиксировав $\psi = 0$.

Большинство свойств альтернативных вариантов определяются различным уровнем эластичности δ . В ALT1 и ALT2 решение оказалось в локальном максимуме с низкой эластичностью замещения между отечественными и зарубежными торгуемыми благами: $\delta \approx 1,35$. В вариантах ALT3 и ALT5 эластичность оказалась близкой к априорному среднему: $\delta \approx 2,5$. В ALT4 эластичность оказалась близкой к базовой оценке (BL). При низких значениях δ , σ и κ в ALT1 коэффициент переноса курса в ИПЦ оказался на уровне $\varphi_P = 0,401$. В ALT2, ALT3 и ALT4 с достаточно высокими σ и κ коэффициенты переноса не сильно отличаются от базового варианта

оценки: $\varphi_P = 0,976$ и $\varphi_P = 0,977$ соответственно. В ALT5 мы предположили отсутствие эффекта захвата доли рынка, из-за чего модель стала инвариантной к номинальному курсу (перенос курса в цены стал полным). Для того чтобы более подробно проанализировать различные варианты, мы по аналогии с табл. G4 рассчитали вклад экзогенных переменных в эндогенные.

Таблица G5. Вклад экзогенных переменных в лог-приросты эндогенных переменных для варианта ALT1

	ИПЦ dp	Реальный курс dq	Реальная зарплата $d\omega$	ВВП dy	Экспорт dx	Потребление dc	Трудовые ресурсы dl
$dy^* = 0,162$	0,184	-0,184	0,046	0,083	0,093	0,133	0,092
$dz_H = 0,156$	-0,103	0,103	0,028	0,111	0,07	0,106	0,014
$dz_N = 0,061$	-0,086	0,086	0,018	0,06	0,02	0,056	0,031
$wd = 0,057$	-0,032	0,032	-0,028	0,016	0,001	0,015	0,011
$d\tilde{s} = 0,334$	0,133	0,199	0,06	0,163	0,075	0,153	0,152
$d\omega_O = 0,003$	0,002	-0,002	0,001	0,001	0,001	0,002	0,001
$n = -1,255$	0,344	-0,344	0,087	-0,282	-0,13	-0,265	-0,264
$dp_O^* = -0,631$	-0,428	0,428	-0,108	-0,093	0,161	-0,371	-0,115
$dtb = 0,001$	0	0	0	0	0	0	0
$d\omega = -0,003$	-0,003	0,003	-0,001	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002
$dsf = 0,218$	0,148	-0,148	0,037	0,032	-0,056	0,129	0,04
$ep = 0,002$	0,003	0	0	0	0	0	0
Все экзогенные	0,161	0,173	0,141	0,089	0,233	-0,047	-0,041
Наблюдаемое значение	0,161	0,17	0,141	0,089	0,233	0,088	-0,024

Источник: расчеты авторов.

Вариант ALT1 характеризуется излишне высокой эластичностью реального курса по цене природных ресурсов (-0,68), что приводит к нереалистично высокому вкладу изменения цены на природные ресурсы в реальный курс (0,428) и, следовательно, в ИПЦ. Данный вклад компенсируется также нереалистично высоким латентным сдвигом кривой предложения труда ($n = -1,255$), который создает отрицательный вклад в реальный курс (-0,344). Эффект Б-С становится противоположным: рост производительности Н-сектора ослабляет валюту с нереалистично высоким вкладом в реальный курс (0,103).

Вариант ALT2 оказался достаточно близким к так называемому подходу отвержения риска (risk-aversion approach) у Corsetti et al. (2005), которые ссылаются на работу Chari et al. (2002), предложивших спецификацию с низкой эластичностью межвременного замещения, чтобы объяснить сильную реакцию реального курса на наблюдаемые внешние шоки. В нашем случае эта сильная реакция составляет основную проблему варианта ALT2: оценка эластичности реального курса по цене

природных ресурсов, которая составляет $\frac{dq}{dp_O^*} \equiv \theta_{tb}\gamma_O = -1,212$, выглядит нереалистичной. Данная оценка также создает проблемы с оценкой вкладов экзогенных переменных: вклад изменения цены природных ресурсов в реальный курс становится очень большим (0,76) и компенсируется предпосылкой сильного ослабляющего эффекта стабфонда (-0,28) и значительным вкладом в укрепление рубля, который вносит рост мировой экономики (-0,34). В варианте ALT2, как и в ALT1, знак эффекта Б-С противоположный.

Таблица G6. Вклад экзогенных переменных в [лог]приросты эндогенных переменных для варианта ALT2

	ИПЦ dp	Реальный курс dq	Реальная зарплата $d\omega$	ВВП dy	Экспорт dx	Потребление dc	Трудовые ресурсы dl
$dy^* = 0,162$	0,339	-0,339	0,086	-0,023	0,036	0,031	-0,014
$dz_H = 0,156$	-0,025	0,025	0,048	0,056	0,040	0,052	-0,042
$dz_N = 0,061$	-0,039	0,039	0,030	0,015	0,003	0,015	-0,009
$wd = 0,057$	-0,021	0,021	-0,025	0,002	-0,003	0,002	-0,001
$\tilde{d}\tilde{s} = 0,334$	0,317	0,015	0,107	0,011	0,005	0,011	0,011
$d\omega_O = 0,003$	0,004	-0,004	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000
$n = -0,114$	0,076	-0,076	0,019	-0,058	-0,028	-0,055	-0,055
$dp_O^* = -0,631$	-0,764	0,764	-0,193	0,135	0,285	-0,152	0,114
$dtb = 0,001$	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
$d\omega = -0,002$	-0,005	0,005	-0,001	0,000	-0,001	0,000	0,000
$dsf = 0,229$	0,277	-0,277	0,070	-0,049	-0,103	0,055	-0,041
$ep = 0,002$	0,003	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Все экзогенные	0,161	0,173	0,141	0,089	0,233	-0,041	-0,038
Наблюдаемое значение	0,161	0,170	0,141	0,089	0,233	0,088	-0,024

Источник: расчеты авторов.

Также варианты ALT1 и ALT2 базируются на априорных распределениях с низкой дисперсией, что не соответствует нашим размытым представлениям о параметрах функции полезности σ и κ .

Вариант ALT3, с почти фиксированной за счет априорного распределения с низкой дисперсией эластичностью замещения $\delta \approx 2,5$, оказывается достаточно близок к базовому варианту. Из слабостей данного варианта стоит выделить достаточно высокую по модулю эластичность реального курса по цене природных ресурсов (-0,49), а также более сильную по сравнению с базовым вариантом реакцию всех эндогенных переменных на изменение цены природных ресурсов. Также вариант ALT3 преувеличивает нашу уверенность в параметре δ .

Вариант ALT4 показывает, что решение устойчиво к выбору общей части. Предположив, что общая часть (номинальный якорь) выше, чем в базовом расчете

Таблица G7. Вклад экзогенных переменных в лог-приросты эндогенных переменных для варианта ALT3

	ИПЦ dp	Реальный курс dq	Реальная зарплата $d\omega$	ВВП dy	Экспорт dx	Потребление dc	Трудовые ресурсы dl
$dy^* = 0,162$	0,141	-0,141	0,036	-0,007	0,063	0,016	-0,003
$dz_H = 0,156$	0,028	-0,028	0,061	0,064	0,037	0,071	-0,032
$dz_N = 0,061$	-0,037	0,037	0,031	0,018	0,003	0,019	-0,006
$wd = 0,057$	-0,026	0,026	-0,026	0,003	-0,003	0,002	0,000
$\tilde{d}\tilde{s} = 0,334$	0,323	0,008	0,109	0,014	0,006	0,015	0,013
$d\omega_O = 0,003$	0,002	-0,002	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000
$n = -0,124$	0,043	-0,043	0,011	-0,073	-0,030	-0,079	-0,072
$dp_O^* = -0,631$	-0,308	0,308	-0,078	0,080	0,216	-0,138	0,071
$dtb = 0,001$	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
$d\omega = -0,065$	-0,057	0,057	-0,014	0,003	-0,025	-0,007	0,001
$dsf = 0,100$	0,049	-0,049	0,012	-0,013	-0,034	0,022	-0,011
$ep = 0,002$	0,003	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Все экзогенные	0,161	0,173	0,141	0,089	0,233	-0,078	-0,038
Наблюдаемое значение	0,161	0,170	0,141	0,089	0,233	0,088	-0,024

Источник: расчеты авторов.

мы ожидаемо получили более высокий коэффициент $\psi = 0,49$, который привел немного большему непереносу курса в цены: 0,023 по сравнению с 0,015 в базовом варианте. При этом большинство параметров было оценено очень близко к базовому варианту, ведь кроме экзогенного шока номинального курса больше изменений не было, что привело к очень близкой оценке параметров.

Наконец, в варианте ALT5 мы оцениваем модель из предположения, что наблюдаемое несоответствие роста реального курса иностранной валюты, роста реальной заработной платы и роста производительностей в двух секторах объясняется не эффектом захвата рынков и ошибками измерения ИПЦ, а экзогенным снижением монополистических наценок в двух секторах. Сравнение с данным вариантом проясняет роль сделанной ad hoc предпосылки о существовании эффекта номинального курса на монополистическую премию. В целом результаты оценки не позволяют однозначно судить о том, какой из вариантов оценки — VL или ALT5 — предпочтительнее. Необходимость предположить возникновение приблизительно 10%-ного латентного снижения монополистической наценки в варианте ALT5 избавляет от необходимости введения в расчет латентного негативного шока снижения доли мировой экономики ($d\omega = -0,138$), как было сделано в базовом варианте VL. Более низкая эластичность замещения между отечественными и зарубежными торгуемыми благами и более низкая эластичность

Таблица G8. Вклад экзогенных переменных в лог-приросты эндогенных переменных для варианта ALT4

	ИПЦ dp	Реальный курс dq	Реальная зарплата $d\omega$	ВВП dy	Экспорт dx	Потребление dc	Трудовые ресурсы dl
$dy^* = 0,162$	0,087	-0,087	0,022	-0,001	0,070	0,013	0,001
$dz_H = 0,156$	0,041	-0,041	0,064	0,090	0,042	0,100	-0,010
$dz_N = 0,061$	-0,038	0,038	0,030	0,022	0,006	0,025	0,000
$wd = 0,057$	-0,028	0,028	-0,027	0,002	-0,002	0,002	0,000
$d\tilde{s} = 0,234$	0,226	0,005	0,112	0,014	0,005	0,016	0,014
$d\omega_O = 0,003$	0,001	-0,001	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000
$n = -0,0086$	0,026	-0,026	0,007	-0,071	-0,028	-0,079	-0,070
$dp_O^* = -0,631$	-0,176	0,176	-0,044	0,029	0,186	-0,173	0,026
$dtb = 0,001$	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
$d\omega = -0,145$	-0,078	0,078	-0,020	0,001	-0,063	-0,012	-0,001
$dsf = -0,052$	-0,015	0,015	-0,004	0,002	0,015	-0,014	0,002
$ep = 0,002$	0,014	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Все экзогенные	0,061	0,184	0,141	0,089	0,233	-0,121	-0,037
Наблюдаемое значение	0,161	0,170	0,141	0,089	0,233	0,088	-0,024

Источник: расчеты авторов.

межвременного замещения снизили интегральную реальную жесткость цен в ALT5 по сравнению с VL. Это, с одной стороны, позволило снизить ошибку прогноза потребления (с 0,2 в VL до 0,12 в ALT5), которое более умеренно реагирует, например, на снижение цены природных ресурсов. С другой стороны, привело к достаточно высокой эластичности реального курса по цене природных ресурсов: $\frac{dq}{dp_O^*} \equiv \theta_{ib}\gamma_O = -0,54$. Перенос курса в цены в ALT5 полный по определению: в данном варианте модели реальный курс, как и все остальные реальные переменные, инвариантен к номинальному курсу иностранной валюты. Таким образом, как модель с введенным эффектом захвата рынков, так и модель без данного эффекта позволяют адекватно объяснить имеющуюся динамику наблюдаемых переменных и соответствуют большинству априорных представлений о реакции экономики на экзогенные переменные. Оба варианта спецификации модели предсказывают полный (или близкий к полному) перенос курса в цены в долгосрочном периоде.

Таким образом, базовый вариант превосходит варианты ALT1-3, прежде всего своей сбалансированностью. Он соответствует имеющейся априорной информации о значениях параметров, а также удовлетворяет априорным представлениям о реакции эндогенных переменных на изменение экзогенных. Варианты ALT4 и ALT5 демонстрируют робастность вывода о близком к полному долгосрочном переносе

Таблица G9. Вклад экзогенных переменных в лог-приросты эндогенных переменных для варианта ALT5

	ИПЦ dp	Реальный курс dq	Реальная зарплата $d\omega$	ВВП dy	Экспорт dx	Потребление dc	Трудовые ресурсы dl
$dy^* = 0,162$	0,146	-0,146	0,037	-0,012	0,061	0,012	-0,007
$dz_H = 0,156$	0,041	-0,041	0,064	0,042	0,028	0,047	-0,054
$dz_H = 0,156$	-0,034	0,034	0,031	0,013	0,001	0,013	-0,011
$wd = 0,057$	-0,026	0,026	-0,026	0,002	-0,003	0,002	-0,001
$\mu_T = -0,096$	-0,01	0,01	0,055	-0,015	-0,024	0,016	-0,008
$\mu_N = -0,081$	-0,038	0,038	0,043	0,007	-0,003	0,007	0,003
$\tilde{ds} = 0,234$	0,331	0	0	0	0	0	0
$d\omega_O = 0,003$	0,002	-0,002	0	0	0,001	0	0
$n = -0,0086$	0,032	-0,032	0,008	-0,053	-0,022	-0,057	-0,052
$dp_O^* = -0,631$	-0,34	0,34	-0,086	0,126	0,235	-0,09	0,116
$dtb = 0,001$	0	0	0	0	0	0	0
$d\omega = -0,001$	-0,001	0,001	0	0	0	0	0
$dsf = 0,109$	0,059	-0,059	0,015	-0,022	-0,04	0,016	-0,02
$ep = 0,002$	0	0	0	0	0	0	0
Все экзогенные	0,161	0,17	0,141	0,089	0,233	-0,035	-0,035
Наблюдаемое значение	0,161	0,17	0,141	0,089	0,233	0,088	-0,024

Источник: расчеты авторов.

курса в цены: данный вывод не зависит от оценки общей части (номинального якоря) цен, а также от интенсивности эффекта захвата доли рынка.

Приложение Н. О региональном разрезе эффекта Балассы-Самуэльсона

В своем исследовании мы отказались от использования эффекта Балассы-Самуэльсона (Б-С) на региональном уровне при осуществлении байесовской оценки, хотя предположили, что он проявляется на национальном уровне, что позволило нам точнее идентифицировать модель.

Эффект Б-С проявляется тогда, когда, с одной стороны, рост производительности в Н-секторе региона приводит к слабому эффекту на цены данного региона, а с другой стороны, к сильному вторичному эффекту на цены ресурсов (издержки) в данном регионе. Слабое влияние производительности Н-сектора некоторого региона на цены торгуемых благ в данном регионе вследствие слабого эффекта регионального смещения ($\xi_{RB} = 0,09$) аналогично случаю высокой эластичности замещения δ на межстрановом уровне. Его итог — почти постоянная цена корзины торгуемых благ в регионе при изменении производительности Н-сектора данного региона. Если бы мы увидели существенный эффект производительности на издержки (заработную плату), это дало бы нам положительную корреляцию цен и производительности Н-сектора в региональных данных, что стало бы явным свидетельством выполнения эффекта Б-С на региональных данных.

Первые и вторые моменты распределений переменных (табл. 1 и D4) в целом свидетельствуют о том, что решение не включать в модель реальной жесткости цен торгуемых благ региональный эффект Б-С было оправданным. Сначала заметим, что базовые стилизованные факты не противоречат логике модели Б-С. Во-первых, данные подтверждают, что рост производительности регионов идет более интенсивно в секторе торгуемых благ: невзвешенный средний логарифмический прирост производительности в торгуемом секторе составляет 0,306, в то время как в неторгуемом секторе — 0,143 (табл. 1). Во-вторых, среднеквадратическое отклонение логарифмического прироста цен в секторе торгуемых благ выше, чем в секторе неторгуемых благ (0,227 против 0,099). Это свидетельствует о том, что на региональном уровне (так же как и на национальном уровне) в долгосрочном периоде источником технологических возмущений является сектор торгуемых благ, что является одним из исходных стилизованных фактов модели Б-С⁵¹. При этом? несмотря на более значительный рост издержек, рост цен в секторе торгуемых благ оказался более равномерным по сравнению с сектором неторгуемых благ: среднеквадратическое отклонение темпов роста цен в секторе торгуемых благ

⁵¹ Данный факт сам по себе не свидетельствует в пользу существования (или отсутствия) эффекта Б-С.

составляет 0,037 против 0,053 в секторе неторгуемых благ. Это является следствием агрегирования цен торгуемых благ из разных регионов и также хорошо соответствует базовой модели.

В табл. D4 мы видим, что рост производительности в каждом из секторов отрицательно коррелирует с ценами в соответствующем секторе: $cor(\Delta z_{Hkt}, \pi_{Tkt}) = -0,117$; $cor(\Delta z_{Nkt}, \pi_{Nkt}) = -0,297$. Эффект в торгуемом секторе, как мы полагаем, слабее из-за агрегирования цен производителей из разных регионов, а также импортеров. При этом кросс-корреляции оказываются положительными: $cor(\Delta z_{Hkt}, \pi_{Nkt}) = 0,077$; $cor(\Delta z_{Nkt}, \pi_{Tkt}) = 0,072$. Это может свидетельствовать о существовании умеренного положительного эффекта производительностей на заработную плату, который толкает цены вверх. Небольшие положительные корреляции (а также кросс-корреляции) производительностей и заработных плат в обоих секторах также можно рассматривать в качестве косвенного подтверждения существования данного эффекта: $cor(\Delta z_{Hkt}, w_{Hkt}) = 0,185$; $cor(\Delta z_{Nkt}, w_{Nkt}) = 0,07$; $cor(\Delta z_{Hkt}, w_{Nkt}) = 0,03$; $cor(\Delta z_{Nkt}, w_{Hkt}) = 0,14$. Но насколько высок этот эффект?

Данные косвенно свидетельствуют о том, что эффект влияния производительности на заработную плату оказывается достаточно слабым. В частности, слабая отрицательная корреляция $cor(\Delta z_{Hkt}, \pi_{Tkt}) = -0,117$ может свидетельствовать о том, что эффект производительности на цены через канал заработной платы оказывается недостаточным, чтобы преодолеть возникающий отрицательный эффект производительности на цены торгуемых благ через канал регионального смещения.

Мы не рассматриваем приведенные выше аргументы как эмпирическое подтверждение отсутствия регионального эффекта Б-С на российских региональных данных⁵². Мы лишь аргументируем выбор, который сделали в работе, предположив, что региональный эффект Б-С не создает существенной проблемы эндогенности заработной платы при эконометрической оценке модели, в которой заработная плата региона предполагается экзогенной по отношению к производительности и уровню цен региона.

⁵²Корреляционный анализ может предоставить лишь косвенные доказательства, а наиболее естественный способ получить ответ на вопрос существования регионального эффекта Б-С — оценка модели с эндогенными региональными зарплатами.