

Эффект случайного воздействия цифровой трансформации на общий уровень цен и экономический рост

Бьюнг Гвун Чой

Адъюнкт-профессор, bgchoy@snu.ac.kr

Сеульский национальный университет (Seoul National University), Республика Корея, 1 Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 08826, Republic of Korea

Аннотация

В статье предпринята попытка оценить влияние цифровой трансформации на производительность, используя многоуровневую структурную модель случайного эффекта на основе байесовского подхода. Цифровая трансформация существенно повысила общий уровень цен в России. Она оказала значительное

положительное воздействие на экономический рост в терминах как фиксированного, так и случайного эффектов. Применительно к России констатируется, что в 2018 г. цифровая трансформация сыграла роль локомотива технологического прогресса, способствуя экономическому росту в ущерб экономической стабильности.

Ключевые слова: цифровая трансформация; экономический рост; технологический прогресс; оценка эффектов; случайные взаимодействия

Цитирование: Choy B.G. (2020) Random Interaction Effect of Digital Transformation on General Price Level and Economic Growth. *Foresight and STI Governance*, vol. 14, no 1, pp. 29–47. DOI: 10.17323/2500-2597.2020.1.29.47

Random Interaction Effect of Digital Transformation on General Price Level and Economic Growth

Byung Gwun Choy

Adjunct Professor, bgchoy@snu.ac.kr

Seoul National University, 1 Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 08826, Republic of Korea

Abstract

The paper attempts to evaluate the impact of digital transformation on productivity using a multi-level structure model of a random effect based on the Bayesian approach to cross section data. Digital transformation significantly raised general price levels in

Russia and had consistently significant positive effects upon economic growth through the random interaction effect. Therefore, in Russia in 2018, digital transformation played a role as a driver of technological progress that prompted economic growth rather than economic stability.

Keywords: digital transformation; economic growth; technological progress; effects estimation; random interactions

Citation: Choy B.G. (2020) Random Interaction Effect of Digital Transformation on General Price Level and Economic Growth. *Foresight and STI Governance*, vol. 14, no 1, pp. 29–47. DOI: 10.17323/2500-2597.2020.1.29.47

Признаки цифровой трансформации (ЦТ) (*digital transformation*) как процесса интеллектуального развития цифровых технологий, сравнимого с человеческим и затрагивающего практически все аспекты жизни общества, в сфере бизнеса наблюдаются с 2010 г. ЦТ может происходить случайным образом, в виде некоего шока, но при этом она представляет собой стадию технологического прогресса, т. е. в определенный момент дает начало новому бизнес-циклу и сказывается на экономическом росте.

С учетом этой двойственной природы ЦТ в статье, во-первых, анализируется ее влияние на производительность, общий уровень цен и экономический рост в России. Во-вторых, исследуются различия в оценках эффекта в отношении общего уровня цен и темпов экономического роста, сделанных разными группами экспертов. Наконец, рассматривается эффект случайного взаимодействия ЦТ с общим уровнем цен и экономическим ростом.

Теоретическая основа

Изучение влияния ЦТ на экономику прежде всего предполагает анализ ее воздействия на производительность, которое носит шоковый характер. Но в какой мере ЦТ обусловила сокращение производственных затрат и рост производительности в России в 2018 г.? Взаимосвязь между цифровизацией и производственными затратами исследована в работе [Goldfarb et al., 2015]. ЦТ способна снизить транзакционные издержки, включая связанные с изменением цен, затраты на поиск информации и стоимость предварительных заказов, а также производственные расходы, в частности, на изготовление и хранение продукции, управленческие и торговые издержки (выплаты по контрактам, дистрибуцию, маркетинг и др.). Отдельного внимания заслуживает эффект в отношении информационных затрат. ЦТ позволяет быстро и легко выявлять экономические риски, обеспечивая снижение соответствующих расходов (в том числе связанных с идентификацией, моральными рисками и негативным отбором (*adverse selection*)). По мере углубления ЦТ снижение совокупных затрат отражается на общем уровне цен в экономике.

В исследовании [Draco et al., 2015] влияние информационно-коммуникационных технологий (ИКТ) на производительность проанализировано на основе теоремы о взаимосвязи затрат и объема выпуска: снижение себестоимости ведет к росту производительности, поскольку фирмы получают возможность выпускать больше продукции при сохранении заданных производственных факторов. Увеличение производительности за счет ЦТ в свою очередь может напрямую повлиять на фактический объем производства в национальном масштабе в соответствии с производственной функцией. Следовательно, ЦТ в любой момент времени косвенно влияет на экономический рост через изменение производительности.

В статье предпринята попытка ввести четыре *скрытые переменные*, каждая из которых оценивается согласно данным измерений соответствующих переменных. Значения *измеренных переменных*, отобранных

с опорой на теорию экономического роста, были определены в ходе обследования и эмпирически верифицированы в течение длительного периода.

Измеренные переменные экономического роста (PEG)

Чарльз Джонс (Charles Jones) [Jones, 1995] протестировал АК-модель с помощью динамических рядов данных. В соответствии с АК-моделью роста производственная функция определяется следующим образом:

$$y = Ak, A > 0 \text{ технический уровень} \quad (1)$$

где $y = Y/L$, $k = K/L$.

Y, K, L — фактический объем производства, капитал (включая человеческий) и труд соответственно.

В любой момент времени ЦТ влияет на значение A , отражающее технологический уровень в производственной функции (1). В свою очередь изменение технологического уровня (A) напрямую влияет на объем производства в уравнении (1).

Этот концепт используется в статье в качестве скрытой переменной. Другую скрытую переменную — экономический рост — можно описать с помощью семи измеренных переменных (табл. 1). В этом качестве рассматриваются следующие показатели: увеличение инвестиций в исследования и разработки (ИиР), рост численности населения, интенсификация сетевой экономической активности, реформирование нормативно-правовой базы, увеличение средней продолжительности обучения, рост производительности, увеличение инвестиций.

В исследовании [Caballé, Santos, 1993] человеческий и физический капиталы определялись эндогенно и внесли решающий вклад в темпы экономического роста. Для целей настоящей статьи человеческий капитал рассматривается в качестве одной из измеренных переменных, а средняя продолжительность обучения (в годах) — в качестве косвенной переменной человеческого капитала. В работе [Howitt, 1999] аргументируется, что рост численности населения может влиять на аккумуляцию человеческого капитала. Даже если эта гипотеза ошибочна, существует положительная связь между демографическими характеристиками страны и числом выдающихся работников среди ее жителей, а значит, и темпами экономического роста. К другим измеренным переменным были отнесены системы социального обеспечения, реформирование нормативно-правовой базы и сетевая экономическая активность. В теории эндогенного роста инвестиции в ИиР рассматриваются как фактор оптимизации, наряду с выведением продуктов на рынок. Инвестиции в ИиР включены в число измеренных переменных, поскольку играют ключевую роль в аккумуляции человеческого капитала и в инновационной политике. Перечисленные семь измеренных переменных были выбраны как фундаментальные факторы развития в соответствии с теорией экономического роста (см. табл. 1).

Дискуссии о том, влияет ли рост денежной массы на реальный национальный доход, имеют долгую историю. Роберт Лукас (Robert Lucas) [Lucas, 1972] на основе

Табл. 1. Скрытые и измеренные переменные

Скрытая переменная ¹	Измеренная переменная	Характер измеренной переменной
Экономический рост (PEG)	Увеличение инвестиций в исследования и разработки (ИиР)	Эндогенная
	Рост численности населения	Эндогенная
	Интенсификация сетевой экономической активности	Эндогенная
	Реформирование нормативно-правовой базы	Эндогенная
	Увеличение средней продолжительности обучения	Эндогенная
	Рост производительности	Эндогенная
	Увеличение инвестиций	Эндогенная
Цифровая трансформация (DT)	Искусственный интеллект (ИИ)	Эндогенная
	Мобильный банкинг	Эндогенная
	Бизнес совместного потребления	Эндогенная
	Финтех	Эндогенная
	Интернет вещей и «умные» фабрики	Эндогенная
	Большие данные и облачные вычисления	Эндогенная
	Навигационные приложения	Эндогенная
	Мобильные игры	Эндогенная
Беспилотные автомобили	Эндогенная	
Производительность (PRD)	Реальный уровень оплаты труда	Эндогенная
	Капиталоемкость	Эндогенная
	Активизация переобучения персонала	Эндогенная
Общий уровень цен (PRS)	Увеличение денежного предложения	Эндогенная
	Рост государственных расходов	Эндогенная
	Рост цен на импортную продукцию	Эндогенная
	Рост ожидаемого уровня инфляции	Эндогенная
	Рост обменного курса	Эндогенная

¹ Из четырех скрытых переменных одна — «цифровая трансформация» (DT) — является экзогенной, остальные — эндогенные.
 Источник: составлено автором.

теории рациональных ожиданий попытался доказать, что роль денег остается нейтральной как в кратко-, так и в долгосрочной перспективе. В ответ Лоуренс Болл (Laurence Ball) и Дэвид Ромер (David Romer) [Ball, Romer, 1990] показали, что даже если исходить из рациональности ожиданий, при жесткой структуре цен размер денежной массы может быть вполне значимым фактором. Рассмотрим далее, повлияло ли увеличение денежной массы на экономический рост.

Измеренные переменные ЦТ (DT)

В качестве измеренных переменных были выбраны продукты, услуги и технологии ЦТ, активно используемые на рынке. На основе классификации технологий ЦТ, представленной на рис. 1, была предпринята попытка выбрать переменные для измерения, которые бы адекватно характеризовали ход ЦТ в России в 2018 г. Ими стали (1) искусственный интеллект (ИИ), (2) мобильный банкинг, (3) бизнес совместного потребления, (4) финтех, (5) интернет вещей и умные фабрики, (6) большие данные

и облачные вычисления, (7) навигационные приложения, (8) мобильные игры, (9) беспилотные автомобили (см. табл. 1).

Измеренные переменные производительности (PRD)

В статье использованы следующие три измеренные переменные, достаточные для характеристики третьей скрытой переменной — производительности: реальный уровень оплаты труда, коэффициент капиталоемкости и обучение персонала¹.

В исследовании [Akerlof, 1984] представлена гипотеза эффективности заработной платы. В условиях информационной асимметрии компании могут повышать производительность путем увеличения реальной зарплаты, что позволит избежать негативного отбора и снизить моральные риски. Реальная заработная плата рассматривается в качестве измеренной переменной для оценки производительности на основе упомянутой гипотезы (уравнение (2)).

¹ Одна из причин, по которым производительность и экономический рост выступают в качестве скрытых переменных (хотя и поддающихся измерению), заключается в «компьютерном парадоксе», сформулированном Робертом Солоу (Robert Solow). По его словам, «компьютеры проникли всюду, кроме статистики производительности» [Solow, 1987; Triplett, 1999].

Рис. 1. Классификация цифровой трансформации



$$y = f(e(\omega)), f'(\cdot) > 0, e'(\cdot) > 0, \quad (2)$$

где y , e , ω означают реальный объем производства, трудозатраты и реальную зарплату соответственно.

В качестве второй измеренной переменной в статье используется коэффициент капиталоемкости. На основе производственной функции Кобба-Дугласа были рассчитаны большинство производственных функций в уравнении (3), в частности постоянная эластичность замещения (CES), переменная эластичность замещения (VES) и транслог-функция, извлеченная из соотношения капитала и труда. Иными словами, коэффициент капиталоемкости положительно влияет на среднюю производительность труда работника.

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right) = a + b \ln\left(\frac{W}{P}\right) + c \ln\left(\frac{K}{L}\right), \quad (3)$$

где $b > 0$, $c > 0$.

Y/L , W/P и K/L — средняя производительность труда, реальная зарплата и коэффициент капиталоемкости, соответственно.

Наконец, были использованы показатели уровня образования работников и их вовлеченности в переобучение. Развитие профессиональных навыков позволяет достичь эффекта экономии на масштабе, усилив действие всех факторов производства [Davis et al., 2017].

Измеренные переменные общего уровня цен (PRS)

Четвертую скрытую переменную — общий уровень цен — можно измерить через значения роста денежной массы, государственных расходов, цен на импортные товары, обменного курса рубля и инфляционных ожиданий (см. табл. 1).

В соответствии с теорией денежной массы [Friedman, 2017] в долгосрочной перспективе темпы роста этого показателя пропорциональны уровню инфляции в уравнении (4).

$$MV = PT, \\ m + v = \pi + t,$$

где M , V , P , T — это денежная масса, скорость обращения денег, уровень цен и объем сделок соответственно, а m , v , π , t — темпы изменения значений M , V , P , T во времени.

В долгосрочной перспективе $v = t = 0$

$$\therefore m = \pi. \quad (4)$$

Попробуем оценить общий уровень цен через измеренную переменную государственных расходов. Их наращивание, согласно одному из базовых постулатов кейнсианства, ведет к изменению цены со стороны спроса, по крайней мере в долгосрочной перспективе. Насколько именно вырастут цены с учетом будущих ожиданий, остается предметом споров. Несомненно лишь, что это может произойти в средне- и долгосрочной перспективе, вызвав рост общего уровня цен.

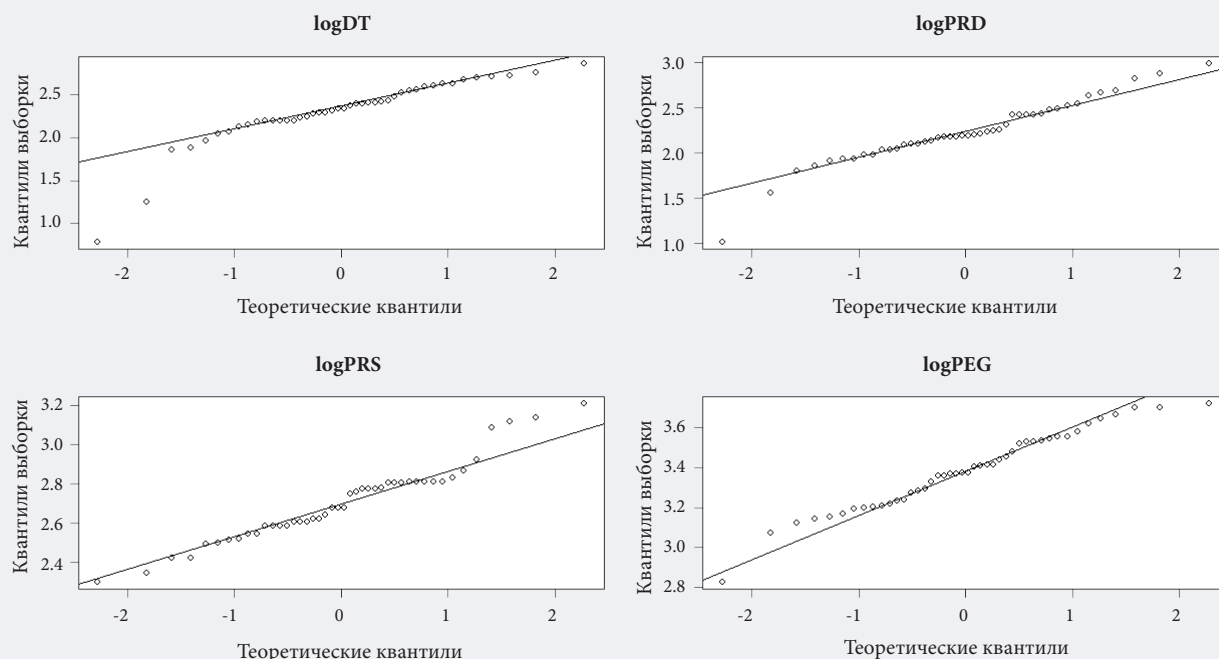
Внимание к уровню цен на импортные товары обусловлено тем, что их повышение может привести к повышению оптовых или розничных цен, которые подтолкнут вверх общий уровень цен в стране. Такая динамика выглядит типичной для России, чья экономика зависит от импорта товаров первой необходимости, цены на которые привязаны к обменному курсу рубля. Данный показатель был выбран в качестве измеренной переменной, характеризующей общий уровень цен в стране.

Наконец, ожидаемый уровень инфляции оценивался в соответствии с теорией рациональных ожиданий. Ожидаемый рост цен ведет к повышению реальных цен в будущем, а фактический уровень роста зависит от кратко- или долгосрочного горизонта и типа ожиданий.

Опорная структура обследования

Для сбора информации о ходе ЦТ, соответствующих технологиях, продуктах и услугах была предпринята их классификация с выделением базовых, сквозных и прикладных технологий (рис. 1). К базовым технологиям отнесены ИИ и полупроводники, к прикладным — спо-

Рис. 2. Проверка распределения на нормальность QQ



Источник: составлено автором.

собы реального (практического) применения базовых технологий. Шесть технологий, охватывающих широкий спектр сфер приложения, были включены в категорию сквозных.

Обследование проводилось в форме личных собеседований на протяжении примерно двух месяцев, в ноябре и декабре 2018 г.² В нем участвовала группа экспертов из Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» (НИУ ВШЭ) в Москве. Опрос проводился на основе многоуровневой модельной структуры, а его респонденты были разделены на две группы: опорную и неопорную. Члены каждой группы оценили четыре скрытые и 24 измеренные переменные, указанные в табл. 1. Всего были заполнены 44 анкеты, восемь из них вошли в опорную группу, остальные 36 — в неопорную. Каждый эксперт был включен либо в первую (1-й этап), либо во вторую (2-й этап)³.

В опорную группу вошли эксперты, имеющие возможность принимать политические решения самостоятельно или рекомендовать их уполномоченным лицам. В частности, речь идет о директорах, их заместителях, членах редколлегии журнала, руководителях подразделений и их заместителях. Причастность к принятию решений легко проверяется в ходе личного опроса. Назовем опорную группу первой (type1), а неопорную — второй (type2). Для того чтобы прояснить

различия в оценках представителей двух групп, был выполнен односторонний непараметрический тест Краскела–Уоллиса. Хотя респонденты включались в опорную группу в зависимости от своего положения в корпоративной иерархии, была предпринята попытка проверить экономическую и статистическую значимость такого разграничения. Тест Краскела–Уоллиса был выполнен потому, что, как видно на рис. 2, все четыре скрытые переменные, а именно ЦТ, производительность, общий уровень цен и экономический рост, не соответствовали норме.

С учетом сказанного были сформулированы гипотезы — нулевая (НГ) и альтернативная (АГ).

НГ: распределение значений скрытых переменных остается одинаковым независимо от группы.

АГ: по крайней мере в одной группе распределение значений скрытых переменных отличается от других.

При проведении дисперсионного анализа оценок респондентов (независимо от группы) исходили из того, что каждая из четырех указанных скрытых переменных нарушает допущения в отношении нормальности или равенства дисперсии. Разница значений переменной производительности оказалась статистически значимой (табл. 2). На близком к этому уровне находится и разница в значениях общего уровня цен. Эти переменные опровергают нулевую гипотезу и подтверждают

² В ходе обследования респондентам была сообщена простая информация в соответствии с теорией рациональных ожиданий. При проведении личного опроса респондентам предоставлялись сведения, необходимые для ответа на поставленные вопросы. Опросник состоял из пяти разделов: ЦТ, производительность, общий уровень цен, потенциальный экономический рост и личная информация о респонденте.

³ Эрве Мулен (Herve Moulin) [Moulin, 1986] предложил использовать опорный механизм с квазилинейной функцией полезности для анализа решений, связанных с общественными благами.

Табл. 2. Односторонний тест Краскела–Уоллиса

Статистика Переменные	χ^2	Степень свободы	p-значение
Производительность (логарифмическое значение)	4.9101	1	0.0415*
Общий уровень цен	3.612	1	0.057(.)

Коды значимости: 0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘.’ 1
 Источник: составлено автором.

альтернативную. Кроме того, имеются различия (также на грани значимости) в величинах показателя ЦТ. Переменная экономического роста соответствует нулевой гипотезе. Результаты показывают, что, хотя выборка опиралась на однородную совокупность (Московский кампус НИУ ВШЭ), рассматриваемые группы респондентов характеризуются определенными различиями⁴.

Формирование аналитической модели

Использованная модель откликов имеет два уровня: респондентов из числа экспертов включали либо в опорную, либо в неопорную группу. Из четырех скрытых переменных модели — DT, PRD, PEG и PRS — первая является внешней, а остальные — внутренними, на которые оказывает влияние DT. Все внутренние переменные имеют соответствующие внутренние ошибки. Каждой скрытой переменной соответствуют свои измеренные переменные. У DT таковых девять, у PRD — три, у PEG — семь, а у PRS — пять (см. табл. 1). Все измеренные переменные имеют ошибки измерения, всего 24. Таким образом, двухуровневая модель включает четыре скрытые переменные, 24 измеренные переменные, три внутренние ошибки и 24 ошибки измерения⁵.

К-факторная модель

Существует несколько подходов к измерению скрытых переменных [Anderson, Rubin, 1956; Lawley, Maxwell, 1962; Bartholomew et al., 2011]: пакет программ обработки статистических данных LISREL8.8, разработанный Карлом Йорескогом (Karl Joreskog) [Joreskog, 1990] на основе подхода Теодора Андерсона (Theodore Anderson) и Хермана Рубина (Herman Rubin) [Anderson, Rubin, 1956], а также приложения R2WinBUGS и MCMCglmm для программы R. С учетом существующих методов расчета скрытых переменных для оценки их значений была построена модель факторного анализа (5)⁶, которая выглядит следующим образом:

$$Y = ZX + \xi, \text{ где } X \sim N(0, I), \xi \sim N(0, \Phi), \Phi = \text{diag}(\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_k). \quad (5)$$

$$Y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix}, Z = \begin{bmatrix} \rho_{11} & \dots & \rho_{1k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{n1} & \dots & \rho_{nk} \end{bmatrix}, X = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_k \end{bmatrix}, \xi = \begin{bmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \\ \vdots \\ \xi_n \end{bmatrix}.$$

В уравнении множественного регрессионного анализа (5) измеренная переменная становится зависимой, а скрытая — независимой. Коэффициент регрессии называется здесь факторной нагрузкой. Последнюю применяли как значение скрытой переменной. В этом качестве использовали значимую величину факторной нагрузки на уровне 0.3 или выше. При расчетах исходили из того, что величины остатков не связаны между собой, а X и ξ не зависят друг от друга. Каждое значение X_i рассматривали как независимое.

Модель смешанных эффектов

Уравнение (6) призвано было помочь определить, различаются ли значения пересечения logDT в группах 1 и 2. Полученная оценка этого пересечения — 1.129 — оказалась значимой на уровне 95% (табл. 3), что соответствует и значению случайного эффекта, составившего 1.114 (I-95% CI, U-95% CI) = (0.0002, 3.168).

Эти данные подтверждают также ненулевое (0.1205) значение коэффициента внутригрупповой корреляции (КВК) в формуле (7). Поскольку $\vartheta^2 = 0$, КВК $\neq 0$. Это означает наличие разницы между группами 1 и 2, т. е. необходимость учитывать случайный эффект. Соответственно, для оценки фиксированного и случайного эффектов ЦТ применяется обобщенная линейная смешанная модель (generalised linear mixed model, GLMM)⁷.

$$DT_{ij} = \mu + TYPE_j + u_{ij},$$

$$TYPE_j \sim iid N(0, \vartheta^2), u_{ij} \sim iid N(0, \Phi^2), \quad (6)$$

где μ — среднее.

КВК рассчитывается по формуле:

$$ICC = \frac{\vartheta^2}{(\vartheta^2 + \Phi^2)} \quad (7)$$

Табл. 3. Эффект локации: logDT~1

Статистика Пересечение	Post-среднее	I-95% CI	u-95% CI	pMCMC
Пересечение	1.129	0.216	2.066	0.038*

Коды значимости: 0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘.’ 1
 Источник: составлено автором.

⁴ Опорная группа была впоследствии также разделена на две, и односторонний тест Краскела–Уоллиса был выполнен для трех групп насыщенной модели.

⁵ По поводу размера выборки высказываются самые разные мнения — см., в частности [Westland, 2010]. Практика показывает, что соотношения анализируемых ситуаций к числу параметров 10:1, как правило, достаточно. В настоящем исследовании используются три параметра и 46 анкет, т. е. оно удовлетворяет критерию 10:1.

⁶ После расчета структурного уравнения с помощью статистического приложения AMOS скрытые переменные были измерены как среднее значение оцененных коэффициентов, однако факторный анализ дал более качественные результаты.

⁷ Использование метода Монте-Карло с цепями Маркова (ЦММК) позволяет минимизировать отклонения дискретных значений благодаря дискретности самих наблюдений. Более того, этот метод особенно эффективен для учета недостающих значений.

Табл. 4. Эффект цифровой трансформации в отношении производительности

Эффект	Статистика	Оцениваемый параметр (переменная вероятности)	Оценочное значение ¹	Установленное значение (1-95%, U-95%)	P-значение
Фиксированный эффект		α_0	1.9334	-0.67307, 4.66381	0.0738
		α_1	0.0882	-0.24370, 0.41349	0.5886
Случайный эффект		W_{0j}	292.2	0.01188, 19.11	
		W_{1j}	0.0603	0.01605, 0.119	
Дисперсия остаточных значений		ϵ_{ij}	0.1043	0.04851, 0.1705	
DIC			39.49293		

¹ Оценки относятся к среднему значению и дисперсии точечных оценок эффективной выборки, полученных с использованием функции предельной плотности вероятности.
 Коды значимости: 0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘.’ 1
 DIC — информационный критерий отклонения [Hadfield, 2010]. DIC = 2D - D(η), где D = -2log(Prob(y | η)), η — набор используемых в модели параметров.
 Источник: составлено автором.

Использование байесовского подхода в линейной смешанной модели с многоуровневым откликом

В линейной смешанной структуре с многоуровневым откликом остатки, рассчитанные для разных групп на 2-м этапе, были независимы друг от друга. Предполагается также, что на 1-м и 2-м этапах распределение ошибок является нормальным.

Рассмотрим пример скрытой переменной ЦТ со средним значением (μ) и дисперсией (σ²), о которых нам ничего не известно. Байесовский подход предполагает, что апостериорная функция плотности вероятности пропорциональна функции правдоподобия, умноженной на предыдущую функцию плотности вероятности в соответствии с байесовским правилом, как представлено ниже:

$$P(\mu, \sigma^2 | DT) \propto P(DT | \mu, \sigma^2) P(\mu, \sigma^2). \tag{8}$$

В ходе исследования функция плотности априорной вероятности была рассчитана с помощью произвольного априорного распределения вероятностей⁸ и обратного априорного распределения Уишарта. В функции плотности априорной вероятности Уишарта ожидаемое среднее значение и дисперсия были скорректированы с учетом сходимости каждой переменной в случае фиксированных и случайных эффектов. Начальными значениями были дисперсия σ² = 1 и ожидаемое значение μ = 0.002 при моделировании ЦММК. Выборка Гиббса была выполнена от 1 млн до 2 млн раз; половина была отброшена, чтобы исключить автокорреляцию и зависимость от исходного значения. Эффективная выборка была установлена на уровне около 100 тыс.; значение параметра было рассчитано как среднее для эффективной выборки.

Расчетная обобщенная линейная смешанная модель и результаты

На каждом этапе были определены обобщенные линейные смешанные модели для анализа влияния ЦТ

на производительность, общий уровень цен и экономический рост. Применялся также байесовский подход через учет априорного распределения вероятности произвольной априорной функции вероятности и функции обратного априорного распределения Уишарта в каждом уравнении, чтобы сделать возможным использование ЦММК.

Эффект ЦТ в отношении производительности

Анализ влияния ЦТ на производительность отражен в следующих уравнениях:

$$PRD_{ij} = \alpha_{0j} + \alpha_{1j}DT_{ij} + \epsilon_{ij}, \quad \epsilon_{ij} \sim iid N, \tag{9}$$

$$\alpha_{0j} = \alpha_0 + W_{0j}, \quad W_{0j} \sim iid N(0, \theta_0^2), \tag{10}$$

$$\alpha_{1j} = \alpha_1 + W_{1j}, \quad W_{1j} \sim iid N(0, \theta_1^2), \tag{11}$$

$$PRD_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 DT_{ij} + W_{0j} + W_{1j} DT_{ij} + \epsilon_{ij}, \quad \epsilon_{ij} \sim iid N(0, \sigma^2) \tag{12}$$

Подставив уравнения (10) и (11) в уравнение (9), получаем уравнение (12). В уравнении (12) j означает группы 1 и 2 соответственно, i — индивидуальных экспертов — членов каждой группы.

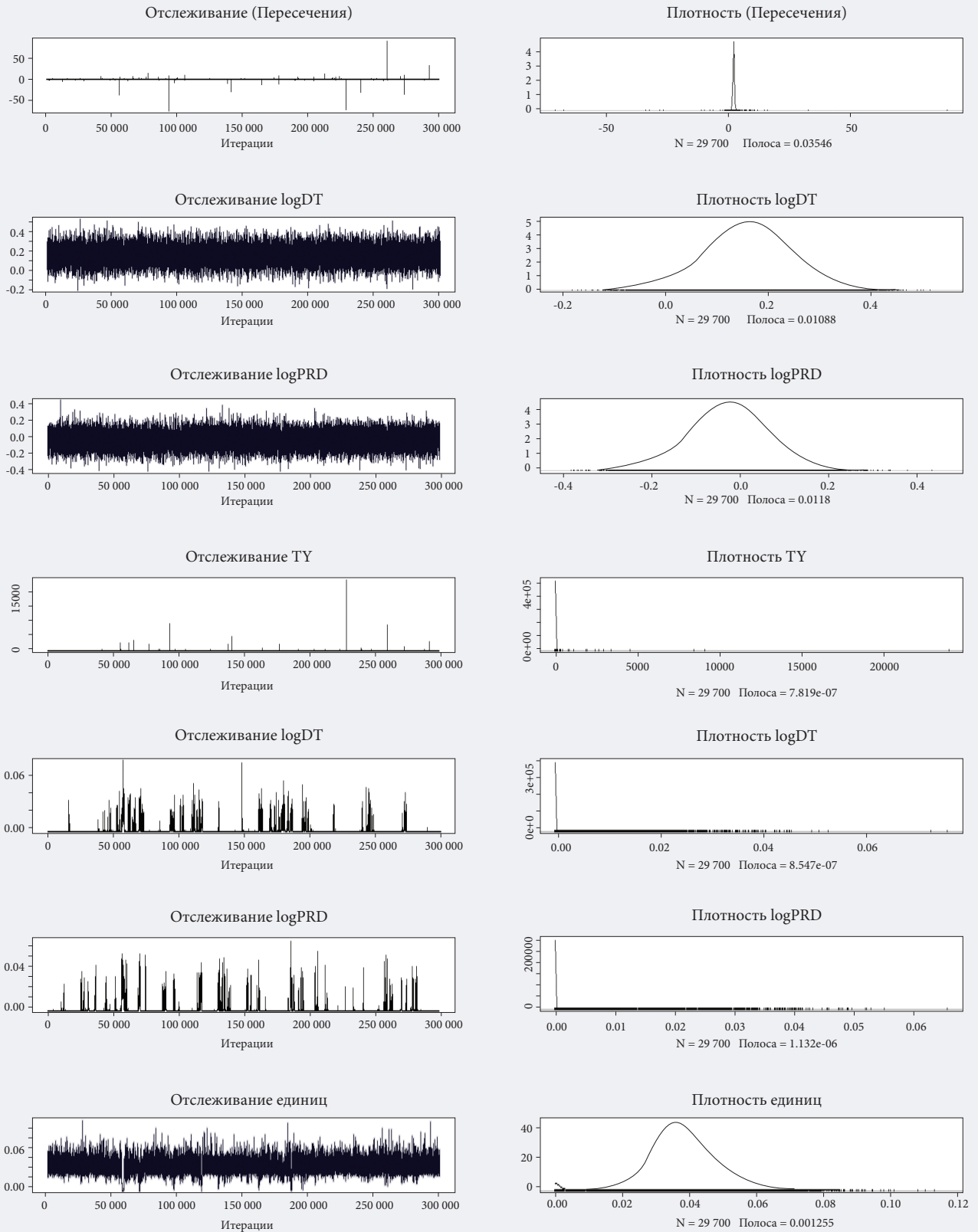
Первый компонент уравнения (12) — α₀ + α₁DT_{ij} — описывает фиксированный эффект; второй — W_{0j} + W_{1j}DT_{ij} — случайный. Эта часть показывает степень волатильности пересечения и уровень колебания значений α₀, α₁ в зависимости от принадлежности экспертов к группе 1 или 2. Остаточное значение ε_{ij} означает совокупную дисперсию, которую невозможно объяснить DT. ε_{ij} также показывает совокупную дисперсию в каждой группе, W_{0j} — дисперсию пересечения вследствие различий между группами, а W_{1j} — дисперсию наклона кривых вследствие различий между группами.

В уравнении (12) используются три переменных вероятности: ε_{ij}, W_{0j} и W_{1j}. Соответственно в описанной ранее модели необходимо оценить два параметра и три переменные вероятности: α₀, α₁, W_{0j}, W_{1j}, ε_{ij}.

Полученные оценки приведены в табл. 4. Для расчета значений уравнения (12) выборка Гиббса была вы-

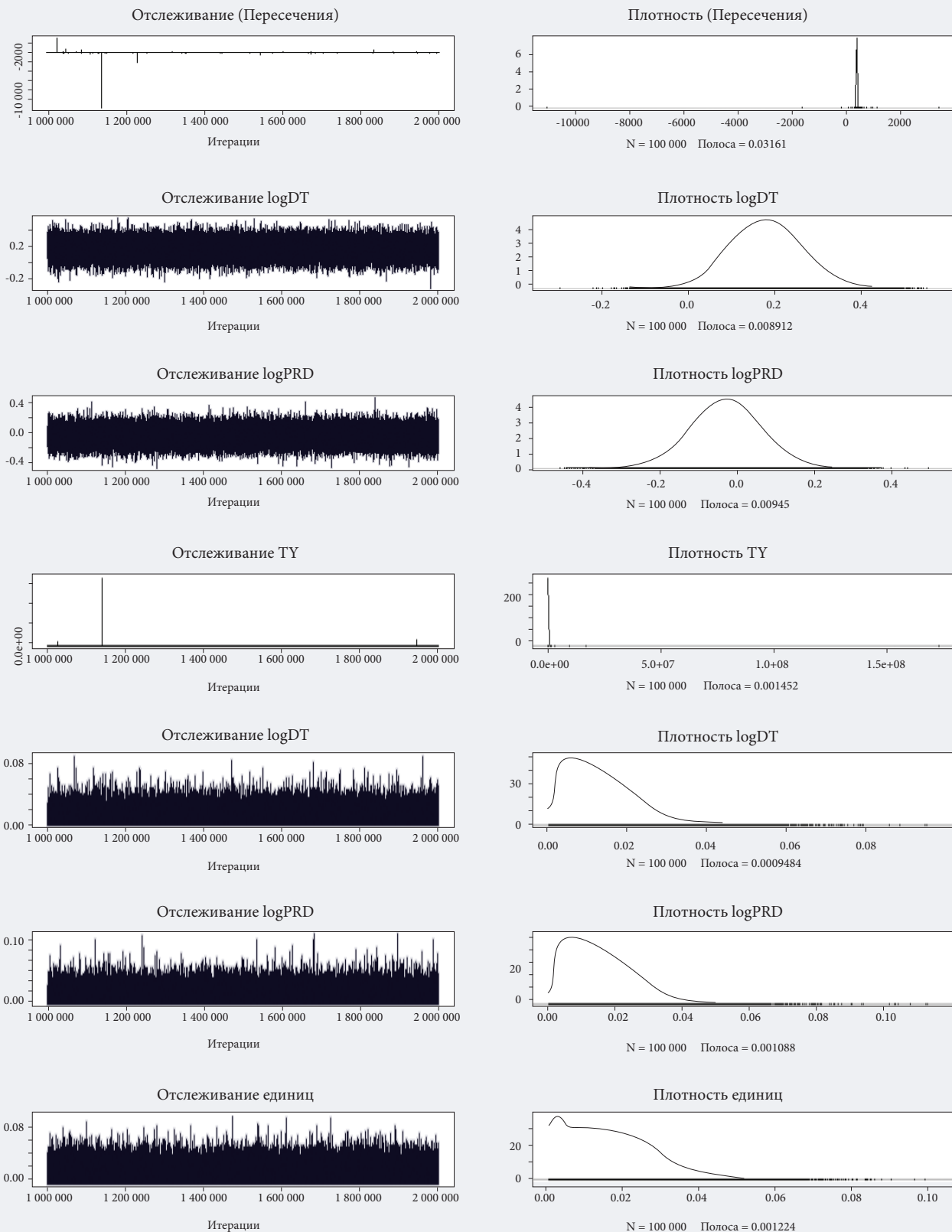
⁸ В общем случае произвольная функция предварительного распределения вероятностей означает плоскую функцию распределения, но для целей нашей статьи ожидаемое среднее значение и дисперсия равны нулю.

Рис. 3. Предельная апостериорная функция распределения вероятностей с использованием произвольной функции распределения вероятностей в уравнении (17)



Источник: составлено автором.

Рис. 4. Предельная апостериорная функция распределения вероятностей с использованием функции обратного априорного распределения вероятности Уишарта в уравнении (17)



Источник: составлено автором.

Табл. 5. Эффект ЦТ в отношении общего уровня цен

Единица		Произвольное априорное распределение			Обратное априорное распределение Уишарта		
Статистика	Оцениваемый параметр (переменная вероятности)	Среднее	Установленное значение (1-95%, U-95%)	P-значение	Среднее	Установленное значение (1-95%, U-95%)	P-значение
Фиксированный эффект	β_0	2.3659	1.841143, 2.903513	0.00162 **	2.3312	1.732990, 3.108864	0.0085 **
	β_1	0.1652	0.001229, 0.321681	0.0421 *	0.1609	-0.005971, 0.326778	0.0571
	β_2	-0.0232	-0.196255, 0.150911	0.7878	-0.0438	-0.216958, 0.136778	0.6184
Случайный эффект	U_{0j}	2.3750	1.784e-17, 0.009582		2018	1.149e-05, 0.5329	
	U_{1j}	0.0011	7.634e-17, 0.007833		0.0133	0.000652, 0.03041	
	U_{2j}	0.0012	8.439e-17, 0.007718		0.0159	0.0009982, 0.03512	
Дисперсия остатков	ε_{ij}	0.0385	0.0184, 0.06123		0.0166	0.0002196, 0.03767	
DIC			-18.47206			-57.35371	

Коды значимости: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '.' 1
 DIC: информационный критерий отклонения
 Источник: составлено автором.

полнена 2 млн раз с использованием обратной функции плотности вероятности Уишарта. Приведенные в табл. 4 результаты рассчитаны на основе функции предельной плотности вероятности, которая позволила получить 100 тыс. эффективных выборок из отброшенного 1 млн.

Фиксированный эффект ЦТ в отношении производительности находится на незначимом уровне 0.0821. Случайный эффект был значимо оценен на уровне 0.0603, совокупный фиксированный — 2.0216. Таким образом, общий эффект ЦТ в отношении производительности оказался положительным и цикличным, но со слабой статистической значимостью. Кроме того, на начальном уровне ЦТ совокупный случайный эффект равен 292.2603. Это — эффект DT в отношении PRD с учетом различий между группами.

Наконец, дисперсия внутри групп оценена на уровне 0.1043, дисперсия пересечений — 292.2, дисперсия наклона кривых — 0.0603. Дисперсию оценок групп 1 и 2 следует считать значимой, поскольку показатель дисперсии между группами оказался выше, чем внутри них.

Эффект ЦТ в отношении общего уровня цен

Для анализа вклада ЦТ в общий уровень цен была создана система, включающая уравнения (13), (14), (15), (16) и (17). По итогам расчетов выявлен случайный эффект для всех пересечений и наклонов кривых DT и PRD в обеих группах.

$$PRS_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}DT_{ij} + \beta_{2j}PRD_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad \varepsilon_{ij} \sim iid N(0, \rho^2), \quad (13)$$

$$\beta_{0j} = \beta_0 + U_{0j}, \quad U_{0j} \sim iid N(0, \tau_0^2), \quad (14)$$

$$\beta_{1j} = \beta_1 + U_{1j}, \quad U_{1j} \sim iid N(0, \tau_1^2), \quad (15)$$

$$\beta_{2j} = \beta_2 + U_{2j}, \quad U_{2j} \sim iid N(0, \tau_2^2), \quad (16)$$

$$PRS_{ij} = \beta_0 + \beta_1DT_{ij} + \beta_2PRD_{ij} + U_{0j} + U_{1j}DT_{ij} + U_{2j}PRD_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad \varepsilon_{ij} \sim iid N(0, \rho^2). \quad (17)$$

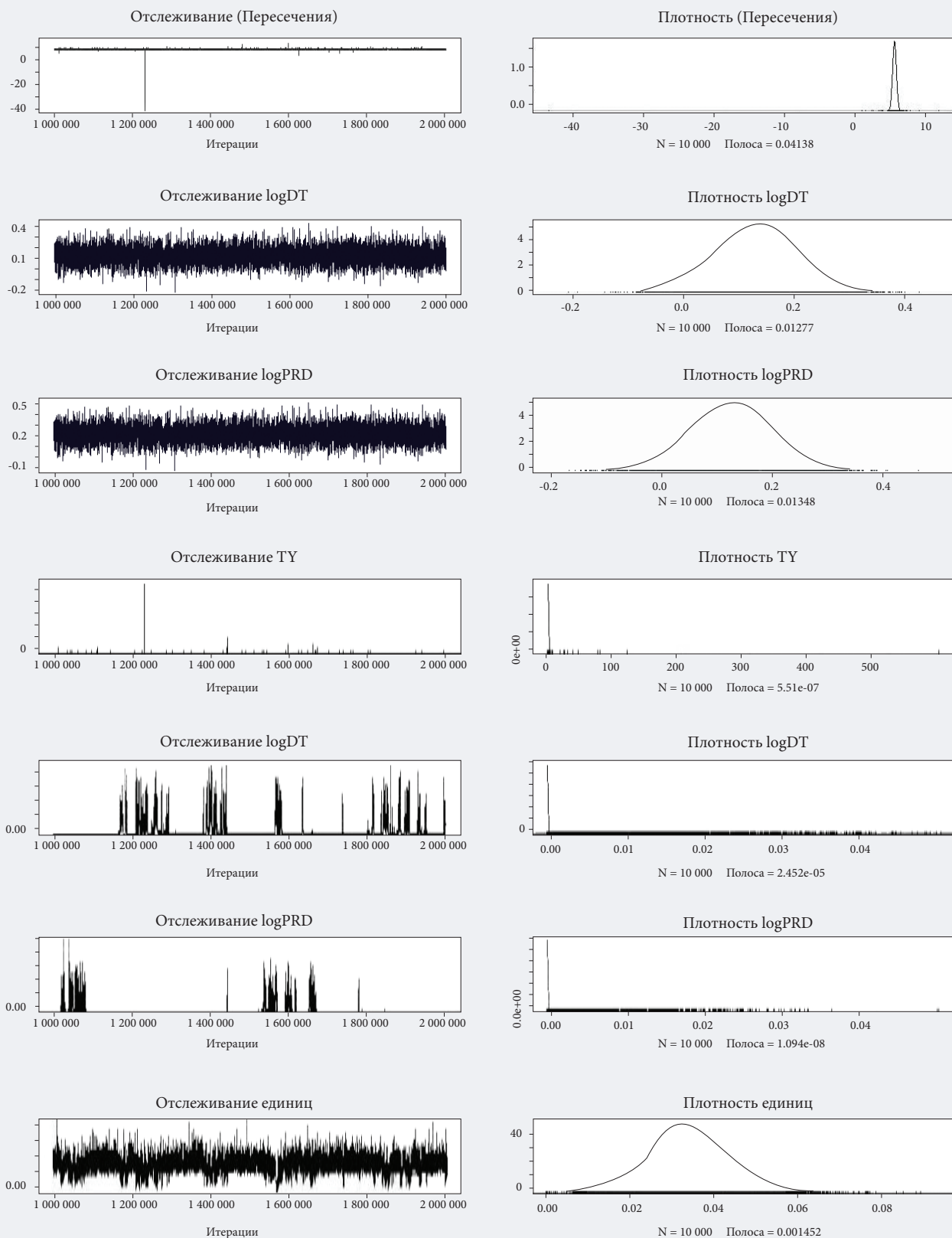
Подставив уравнения (14), (15) и (16) в уравнение (13), получаем уравнение (17).

Первая часть уравнения (17) — $\beta_{0j} + \beta_{1j}DT_{ij} + \beta_{2j}PRD_{ij}$ — описывает фиксированный эффект, вторая — $U_{0j} + U_{1j}DT_{ij} + U_{2j}PRD_{ij}$ — случайный. Остаточное значение ε_{ij} соответствует совокупной дисперсии, которую невозможно объяснить DT и PRD. В уравнении (17) использованы четыре переменные вероятности: ε_{ij} , U_{0j} , U_{1j} и U_{2j} . Тем самым оценке в описанной выше модели подлежат три параметра и четыре переменных вероятности (табл. 5).

Расчет уравнения (17) выполнялся на базе произвольной априорной функции плотности вероятности и функции обратного априорного распределения плотности вероятности Уишарта. Сравнение двух моделей показало, что значение DIC для первой (–18.47206) выше, чем для второй (–57.35371), т. е. модель обратного априорного распределения Уишарта превосходит произвольную априорную модель. Более того, использовать произвольное априорное распределение невозможно, поскольку все переменные являются нестабильными и не сходятся в случайном эффекте (рис. 3). Вместе с тем, все переменные случайного эффекта, рассчитанные с помощью обратного априорного распределения Уишарта, сходятся на рис. 4.⁹ Таким образом, эффект ЦТ в отношении общего уровня цен продуктивно анализировать с учетом оценок, полученных с помощью обратного априорного распределения Уишарта.

⁹ Все переменные независимо от типа функции априорной информации сошлись в фиксированном эффекте.

Рис. 5. Предельная апостериорная функция распределения вероятностей с использованием произвольной функции распределения вероятностей в уравнении (22)



Источник: составлено автором.

Фиксированный эффект ЦТ в отношении общего уровня цен находится на грани статистической значимости ($\beta_1 = 0.1609$). ЦТ отразилась скорее на росте цен, нежели на их снижении, т. е. привела не к росту производительности и падению цен, а к увеличению затрат. Аналогичный результат был получен и в отношении случайных эффектов (статистически значимая величина $U_{ij} = 0.0133$). ЦТ обусловила существенный рост цен в терминах как фиксированного, так и случайного эффектов. Однако влияние обоих типов эффектов производительности на уровень цен носит различный характер. Фиксированные эффекты вызывают незначимое снижение, тогда как случайные ведут к росту (при доверительном уровне 95%). Следовательно, совокупный эффект производительности в отношении уровня цен остается неоднозначным. Наконец, оценочная дисперсия результатов внутри групп оказывается значимой на уровне 0.0166 (при доверительном уровне 95%) — меньше, чем между группами 1 и 2. В итоге, хотя изменение общего уровня цен было выявлено внутри групп, следует учитывать также дисперсию результатов между группами 1 и 2.

Эффект ЦТ в отношении экономического роста

Для отражения разницы между оценками влияния ЦТ на экономический рост, полученными в группах 1 и 2, была сформирована следующая система уравнений, отражающая случайный эффект на точку пересечения и наклон кривых DT и PRD.

$$PEG_{ij} = \gamma_{0j} + \gamma_{1j}DT_{ij} + \gamma_{2j}PRD_{ij} + v_{ij}, v_{ij} \sim iid N(0, \phi^2), \quad (18)$$

$$\gamma_{0j} = \gamma_0 + V_{0j}, V_{0j} \sim iid N(0, \phi_0^2), \quad (19)$$

$$\gamma_{1j} = \gamma_1 + V_{1j}, V_{1j} \sim iid N(0, \phi_1^2), \quad (20)$$

$$\gamma_{2j} = \gamma_2 + V_{2j}, V_{2j} \sim iid N(0, \phi_2^2), \quad (21)$$

Подставим уравнения (19), (20) и (21) в уравнение (18) и получим уравнение (22):

$$PEG_{ij} = \gamma_0 + \gamma_1 DT_{ij} + \gamma_2 PRD_{ij} + V_{0j} + V_{1j} DT_{ij} + V_{2j} PRD_{ij} + v_{ij}, v_{ij} \sim iid N(0, \phi^2). \quad (22)$$

Первая часть уравнения (22) — $\gamma_0 + \gamma_1 DT_{ij} + \gamma_2 PRD_{ij}$ — описывает фиксированный эффект; вторая — $V_{0j} + V_{1j} DT_{ij} + V_{2j} PRD_{ij}$ — случайный. Остаточное значение означает совокупную дисперсию, которую невозможно объяснить DT и PRD. В уравнении (22) использованы четыре переменные вероятности: v_{ij}, V_{0j}, V_{1j} и V_{2j} . Соответственно три параметра и четыре переменных вероятности подлежали оценке, результаты которой приведены в табл. 6.

Расчет уравнения (22) был выполнен с применением произвольной априорной функции плотности вероятности и функции обратного априорного распределения плотности вероятности Уишарта. Сравнение двух моделей показало, что значение DIC для первой (-23.1925) ниже, чем для второй (-94.69512) (табл. 7), т. е. модель обратного априорного распределения Уишарта превосходит произвольную априорную модель. Как оказалось, использовать произвольное априорное распределение невозможно, поскольку все переменные являются нестабильными и не сходятся в случайном эффекте (рис. 5)¹⁰. Вместе с тем все переменные случайного эффекта, рассчитанные с помощью обратного априорного распределения Уишарта, сходятся на рис. 6, поэтому эффект ЦТ в отношении экономического роста продуктивно анализировать с учетом оценок, полученных с помощью обратного априорного распределения Уишарта.

Фиксированный эффект ЦТ в отношении экономического роста находится на грани статистической значимости ($\gamma_1 = 0.1379$), случайный — в области положительных значений ($V_{ij} = 0.0176$) с доверительным

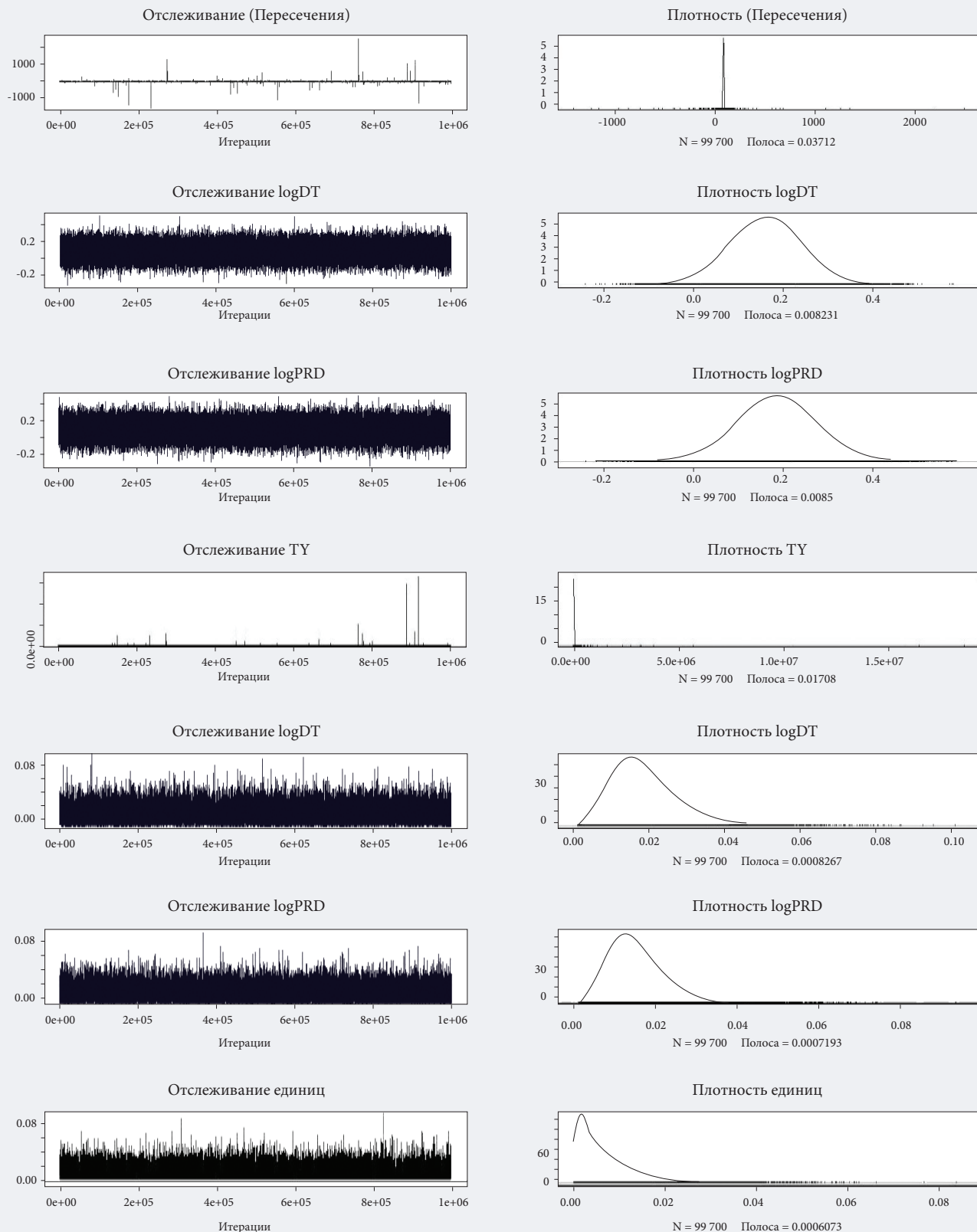
Табл. 6. Эффект ЦТ в отношении экономического роста

Единица		Произвольное априорное распределение			Обратное априорное распределение Уишарта		
Статистика	Оцениваемый параметр	Оценочное значение	Установленное значение (I-95%, U-95%)	Р-значение	Оценочное значение	Установленное значение (I-95%, U-95%)	Р-значение
Фиксированный эффект	γ_0	2.7668	2.298004, 3.255209	0.001***	2.6861	1.352031, 4.119781	0.0249*
	γ_1	0.1388	-0.012589, 0.290072	0.0742(.)	0.1379	0.014989, 0.291980	0.0766(.)
	γ_2	0.1428	-0.007986, 0.309799	0.0780(.)	0.1654	0.004368, 0.324948	0.0434*
Случайный эффект	V_{0j}	0.1201	2.295e-17, 0.006076		699.4	0.0009326, 5.569	
	V_{1j}	0.0022	1.206e-16, 0.01666		0.0176	0.003383, 0.03356	
	V_{2j}	0.0009	9.235e-17, 0.006303		0.0150	0.002911, 0.02884	
Дисперсия остатков	v_{ij}	0.0322	0.01144, 0.05125		0.0071	0.000173, 0.02024	
DIC			-23.1925			-94.69512	

Коды значимости: 0 '****' 0.001 '***' 0.01 '**' 0.05 '.' 0.1 '.' ' ' 1
 DIC: информационный критерий отклонения
 Источник: составлено автором.

¹⁰ Все переменные независимо от формы функции априорной информации сошлись в фиксированном эффекте.

Рис. 6. Предельная апостериорная функция распределения вероятностей с использованием функции обратного априорного распределения вероятности Уишарта в уравнении (22)



Источник: составлено автором.

Табл. 7. Эффект случайного взаимодействия ЦТ и общего уровня цен

Эффект	Статистика	Оцениваемый параметр	Post-среднее	Установленное значение (I-95%, U-95%)	p-значение
Фиксированный эффект		β_0	2.3022	1.63339, 2.97441	<1e-05***
		β_1	0.2094	0.01253, 0.41527	0.0431*
		β_2	-0.0552	-0.25718, 0.14320	0.5760
Случайный эффект		TY:TY.logDT	0.0070	0.003159, 0.01154	
		TY:TY.logPRD	0.0064	0.002962, 0.01076	
Дисперсия остатков		Variance	0.0041	0.0001579, 0.0123	
Степень соответствия модели		DIC	-113.17		

Коды значимости: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '.' 1
 DIC: информационный критерий отклонения
 Источник: составлено автором.

уровнем 95%. Тем самым подтверждено влияние ЦТ на экономический рост в терминах как фиксированного, так и случайного эффектов. Это значит, что ЦТ может сыграть важную роль в ускорении экономического роста в России. Производительность характеризуется минимально значимыми фиксированным и случайным эффектами в отношении экономического роста — $\gamma_2 = 0.1654$ и $V_{ij} = 0.0150$ соответственно при том же 95%-м доверительном уровне. На этом основании можно констатировать, что ЦТ позитивно влияет на экономический рост по двум направлениям: непосредственно — благодаря технологическому развитию — и опосредованно — через рост производительности.

Дисперсия внутри групп оценена на уровне 0.0071, а между группами (при пересечении) составляет 699.4 с 95%-м доверительным уровнем. Таким образом, различия между группами также оказывают значимый эффект.

Анализ эффекта случайного взаимодействия с ЦТ

Эффект случайного взаимодействия ЦТ, общего уровня цен и экономического роста был проанализирован с использованием функции дисперсии отдельно для групп 1 и 2.

$$V_{DT} = \begin{bmatrix} V_{1,1} & V_{1,2} \\ V_{2,1} & V_{2,2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{type1}^2 & \sigma_{type1, type2} \\ \sigma_{type2, type1} & \sigma_{type2}^2 \end{bmatrix} \quad (23)$$

$$V_{PRD} = \begin{bmatrix} V_{1,1} & V_{1,2} \\ V_{2,1} & V_{2,2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{type1}^2 & \sigma_{type1, type2} \\ \sigma_{type2, type1} & \sigma_{type2}^2 \end{bmatrix} \quad (24)$$

В качестве исходного было принято допущение о том, что оценки DT и PRD, принадлежащие членам разных групп, являются независимыми: поскольку функции дисперсии (23-1), (24-1), $V_{1,2} = V_{2,1}$ равны нулю, нет никаких признаков связи между значениями type1 и type2. На основе данного предположения была сделана попытка оценить дисперсию, обусловленную взаимодействием DT и PRD внутри групп 1 и 2 соответственно [Hadfield, 2019].

$$V_{DT} = \begin{bmatrix} V_{1,1} & V_{1,2} \\ V_{2,1} & V_{2,2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{type1}^2 & 0 \\ 0 & \sigma_{type2}^2 \end{bmatrix} \quad (23-1)$$

$$V_{PRD} = \begin{bmatrix} V_{1,1} & V_{1,2} \\ V_{2,1} & V_{2,2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{type1}^2 & 0 \\ 0 & \sigma_{type2}^2 \end{bmatrix} \quad (24-1)$$

Если в оценку случайного эффекта ввести функцию дисперсии, распределение априорной вероятности следует определять иначе, чем мы делали ранее, поскольку функция дисперсии рассчитывается по матрице, а не по скалярному значению. Если матрица в уравнениях (23-1) и (24-1) отражена в обратном распределении априорных вероятностей Уишарта, то функция распределения плотности апостериорных вероятностей будет изменяться при изменении функции правдоподобия.

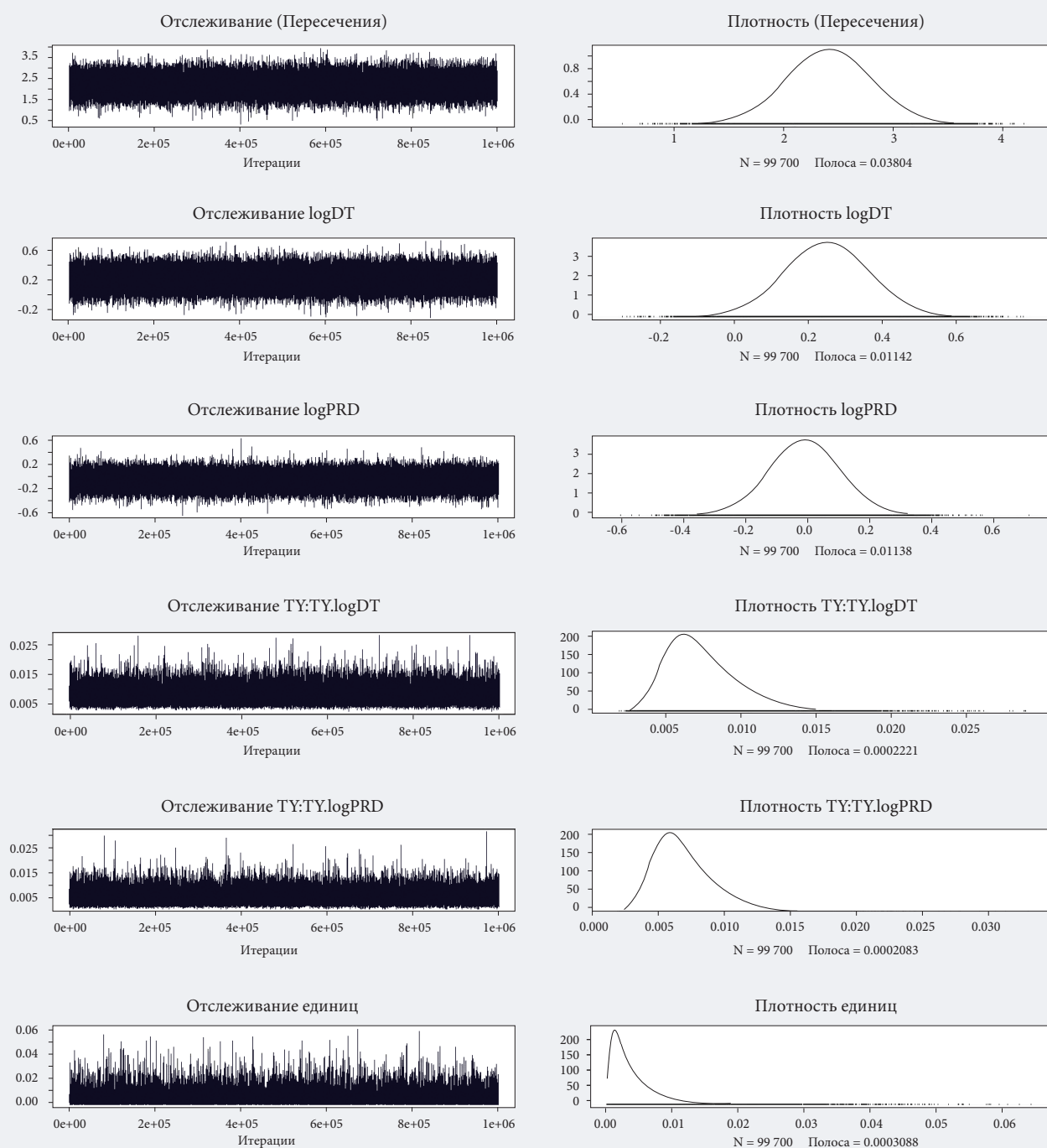
Эффект случайного взаимодействия ЦТ и общего уровня цен

Эффект взаимодействия ЦТ определяется совокупным действием множества факторов, поэтому мы рассмотрели эффект logDT и logPRD в отношении общего уровня цен для групп 1 и 2. Функция дисперсии (23) описывает действие соответствующего logDT для групп 1 и 2 в случайном эффекте, функция (24) — действие соответствующего logPRD для тех же групп. Результаты оценки приведены в табл. 7.

Показатель DIC = -113.17 настолько низок, что наглядно подтверждает высокую степень соответствия модели. На рис. 7 видно, что временные характеристики (трассировки) каждой переменной, соответствующие ЦММК, распределяются в область как положительных, так и отрицательных значений. Предельная апостериорная функция распределения плотности вероятностей, основанная на эффективных выборках, имеет симметричную форму.

С точки зрения фиксированного эффекта (0.2094) ЦТ ведет к существенному повышению цен, тогда как рост производительности (-0.0552) отражается на их снижении (впрочем, эта связь не является значимой). Подобные результаты совпадают с предыдущим анализом (без учета эффекта случайного взаимодействия), подтверждая, что ЦТ может вызвать рост уровня цен в России безотносительно эффекта случайного взаимодействия. Установлено также, что колебания logDT в группах 1 и 2 (0.0070) значительно увеличивают уровень цен. Этому же в существенной степени способ-

Рис. 7. Предельное апостериорное распределение эффекта случайного взаимодействия и logPRS



Источник: составлено автором.

ствуют колебания производительности (0.0064). При очень близких значениях колебания цен вследствие эффекта logDT несколько более выражены в сравнении с logPRD. Таким образом, ЦТ в России, хотя и находится на начальном этапе, ведет к росту затрат и цен, а не к повышению эффективности инвестиций (при 95%-м доверительном уровне всех оценок, кроме производительности).

ЦММК для пересечения logDT и logPRD отражены на рис. 7. Слева на рисунке представлены 1 млн времен-

ных характеристик (трассировок) данных параметров. Первые 500 тыс. были отброшены, чтобы исключить эффект начального значения обратного распределения вероятностей Уишарта. В правой части показаны результаты расчета предельной апостериорной функции вероятности оцениваемых параметров на основе эффективных выборок. Все переменные оценивались в стационарном состоянии (изображение справа). Пересечение колеблется в районе 2,3, а небольшой разброс свидетельствует о стабильности оценочной моде-

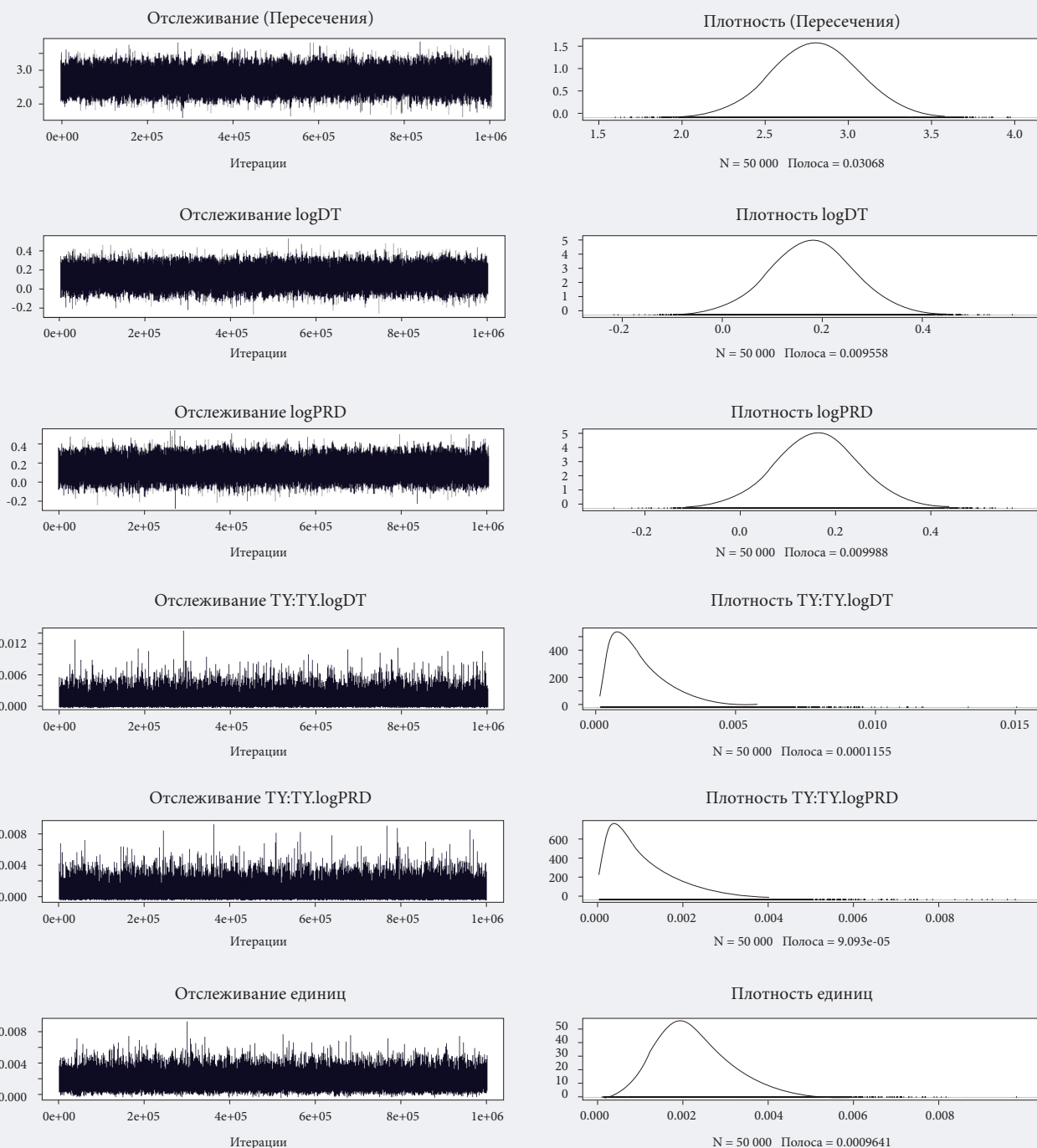
ли. Функция предельной апостериорной вероятности $\log DT$ и $\log PRD$ также симметрична слева и справа, т. е. показывает почти нормальное распределение. Значения $\log DT$ и $\log PRD$ колеблются вокруг 0.2 и -0.05 . Кривые симметричны слева и справа, что также свидетельствует о нормальном распределении. На графике также видна сходимость случайных эффектов $\log DT$ и $\log PRD$. Значения $\log DT$ сосредоточены вокруг 0.0070, а $\log PRD$ показывает нормальное распределение симметрии слева направо на уровне 0.0064. Дисперсия демонстрирует определенную нестабильность.

Эффект случайного взаимодействия ЦТ и экономического роста

Дисперсионная структура (23), (24) была заменена случайным эффектом уравнения (22) для оценки эффекта случайного взаимодействия ЦТ с экономическим ростом.

Крайне низкое значение DIC (-31.07074) в табл. 8 свидетельствует о высокой степени соответствия модели. На рис. 8 показано, что все переменные с фиксированным эффектом хорошо сходятся. В то же время предельная апостериорная функция вероятности эффекта

Рис. 8. Предельное апостериорное распределение эффекта случайного взаимодействия с $\log PEG$



Источник: составлено автором.

Табл. 8. Эффект случайного взаимодействия ЦТ и экономического роста

Эффект	Статистика	Оцениваемый параметр	Post-среднее	Установленное значение (I-95%, U-95%)	p-значение
Фиксированный эффект		γ_0	2.7641	2.264627, 3.267249	2e-05***
		γ_1	0.1528	0.004667, 0.307963	0.0561
		γ_2	0.1355	0.024912, 0.300192	0.0999
Случайный эффект		TY:TY.logDT	0.0015	0.000115, 0.003585	
		TY:TY.logPRD	0.0010	5.066e-05, 0.002675	
Дисперсия остатков		Variance	0.0207	0.006324, 0.0373	
Степень соответствия модели		DIC		-31.07074	

Коды значимости: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '.' 1
 DIC: информационный критерий отклонения.
 Источник: составлено автором.

случайного взаимодействия logDT и logPRD склоняется влево под влиянием первоначального ожидаемого значения. По мере повторения распределение должно приблизиться к нормальному уровню.

Фиксированный эффект logDT и logPRD в отношении экономического роста составляет 0.1528 и 0.1355 соответственно (положительный эффект на грани значимости). Изменчивость случайного эффекта logDT достигает 0.0015, что превосходит аналогичный показатель logPRD (0.0010) при 95%-м доверительном уровне обоих. Дисперсия остатков оценена на уровне 0.0207; функция демонстрирует устойчивую сходимости, а распределение предельной апостериорной вероятности является почти нормальным.

Заключение

Примененные в исследовании байесовский подход к анализу пересечения скрытых переменных (данные за 2018 г.) и теория рациональных ожиданий позволили прийти к следующим выводам.

Во-первых, фиксированный эффект ЦТ в отношении производительности незначителен, тогда как случайный носит значительный положительный характер. Вместе с тем нельзя однозначно утверждать, что ЦТ в существенной степени влияет на производительность в форме случайного эффекта, но не фиксированного.

Во-вторых, в терминах как фиксированного, так и случайного эффекта ЦТ способствовала повышению цен независимо от используемой функции распределения априорной вероятности. ЦТ ведет к повышению цен, поскольку ее эффект в отношении производительности остается неясным.

В-третьих, колебания в оценке эффекта случайного взаимодействия (с учетом функции дисперсии) между группами оказались статистически значимыми, но в целом ЦТ способствовала повышению общего уровня цен. Отмеченные три вывода позволяют заключить, что Россия может использовать ЦТ при проведении инновационной политики для стабилизации уровня цен путем повышения производительности в будущем.

В-четвертых, в той мере, в которой оценки, сделанные членами опорной и неопорной групп, обусловили дисперсию эффекта в отношении общего уровня цен и экономического роста, эти различия следует учитывать.

В-пятых, выявлено статистически значимое и стабильно существенное положительное влияние ЦТ и производительности на экономический рост в терминах фиксированного и случайного эффектов. Эти результаты были получены независимо от типа априорного распределения, однако при использовании обратного априорного распределения Уишарта данная связь оказалась более стабильной (благодаря сходимости переменных), чем при произвольном априорном распределении.

В-шестых, случайный эффект ЦТ и производительности в отношении экономического роста оказался существенным, по оценке обеих групп. Эффект случайного взаимодействия ЦТ и экономического роста был более выраженным, чем в отношении производительности. Из этого можно сделать вывод, что развитие цифровых технологий напрямую влияет на экономический рост. Кроме того, по мнению респондентов, ЦТ положительно влияет на экономический рост и косвенно — за счет повышения производительности. Это явное свидетельство того, что в России она воспринимается как технологический шок, вызывающий экономический рост.

Тем самым ЦТ в 2018 г. в России можно уподобить технологическому прогрессу: она способствовала экономическому росту, а не экономической стабильности.

Ограничения изложенных в статье результатов обусловлены тем, что в ходе анализа с использованием многоуровневой линейной модели и байесовского подхода переменные ЦТ, производительности, общего уровня цен и экономического роста оценивались на основе измеренных переменных, а не фактических данных. В будущем следует эмпирически проверить полученные выводы, несмотря на труднодоступность реальных данных, релевантных теме нашего исследования.

Библиография

- Akerlof G.A. (1984) Gift Exchange and Efficiency-Wage Theory: Four Views // *The American Economic Review*. Vol. 74. № 2. P. 79–83.
- Anderson T.W., Rubin H. (1956) *Statistical Inference in Factor Analysis* // *Proceedings of the Third Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*. Vol. 5. Berkeley, CA: University of California Press. P. 111–150.
- Ball L., Romer D. (1990) Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money // *The Review of Economic Studies*. Vol. 57. № 2. P. 183–203.
- Bartholomew D., Knott M., Moustaki I. (2011) *Latent Variable Models and Factor Analysis: A Unified Approach* (3rd ed.). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons. P. 157–189.
- Caballé J., Santos M.S. (1993) On Endogenous Growth with Physical and Human Capital // *Journal of Political Economy*. Vol. 101. № 6. P. 1042–1067.
- Davis J.M.V., Guryan J., Hallberg K., Ludwig J. (2017) *The Economics of Scale-Up*. NBER Working Paper no 23925. Cambridge, MA: NBER.
- Draco M., Sadun R., van Reenen J. (2015) *Productivity and ICT: A Review of the Evidence*. CEP Discussion Paper 749. London: Center for Economic Performance.
- Friedman M. (2017) *Quantity Theory of Money*. *The New Palgrave Dictionary of Economics*. P. 1–31. Режим доступа: https://miltonfriedman.hoover.org/friedman_images/Collections/2016c21/Palgrave_1987_c.pdf, дата обращения 24.11.2019.
- Goldfarb A., Greestein S.M., Tucker C.E. (eds.) (2015) *Economic Analysis of Digital Economy*. Chicago: University of Chicago Press.
- Hadfield J. (2010) MCMC Methods for Multi-Response Generalized Linear Mixed Models: The MCMCglmm R Package // *Journal of Statistical Software*. Vol. 33. № 2. P. 1–22. Режим доступа: <https://doi.org/10.18637/jss.v033.i02>, дата обращения 15.10.2019.
- Hadfield J. (2019) MCMCglmm Course Notes. Режим доступа: <https://cran.r-project.org/web/packages/MCMCglmm/vignettes/Course-Notes.pdf>, дата обращения 15.10.2019.
- Howitt P. (1999) Steady Endogenous Growth with Population and R&D Inputs Growing // *Journal of Political Economy*. Vol. 107. № 4. P. 715–730.
- Jones C.I. (1995) Time Series Tests of Endogenous Growth Models // *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 110. № 2. P. 495–525.
- Joreskog K.G. (1990) New developments in LISREL analysis of ordinal variables using poly-choric correlations and weighted least squares // *Quality and Quantity*. Vol. 24. P. 387–404.
- Lawley D.N., Maxwell A.E. (1962) Factor Analysis as a Statistical Method // *Journal of the Royal Statistical Society. Series D (The Statistician)*. Vol. 12. № 3. P. 209–229.
- Lucas R.E. (1972) Expectations and the neutrality of money // *Journal of Economic Theory*. Vol. 4. № 2. P. 103–124.
- Moulin H. (1986) Characterizations of the Pivotal Mechanism // *Journal of Public Economics*. Vol. 31. № 1. P. 53–78.
- Solow R.M. (1987) “We’d Better Watch out”. Review of S.S. Cohen and J. Zysman, *Manufacturing Matters: The Myth of the Post-Industrial Economy* // *New York Times*. 12 July 1987. Режим доступа: https://pdfs.semanticscholar.org/cef1/49b3dbdaa85f74b114c2c7832982f23bcbf0.pdf?_ga=2.192560554.1655282957.1574608201-410801543.1574608201, дата обращения 26.10.2019.
- Triplett J.E. (1999) The Solow productivity paradox: What do computers do to productivity? // *The Canadian Journal of Economics*. Vol. 32. № 2. P. 310–334.
- Westland J.C. (2010) Lower Bounds on Sample Size in Structural Equation Modelling // *Electronic Commerce Research and Applications*. Vol. 9. № 6. P. 476–487.