



НАЦИОНАЛЬНЫЙ БАНК КАЗАХСТАНА

ОЦЕНКА ПАРАМЕТРОВ ДЛЯ DSGE МОДЕЛИ. ЧАСТЬ 2

Департамент денежно-кредитной политики

Экономическое исследование №2026-8

Рабочая статья

Адилханова З.

Экономические исследования Национального Банка Республики Казахстан (далее – НБРК) предназначены для распространения результатов исследований НБРК, а также других научно-исследовательских работ сотрудников НБРК. Экономические исследования распространяются для стимулирования дискуссий.

Мнения, высказанные в документе, выражают личную позицию автора и могут не совпадать с официальной позицией НБРК.

Оценка параметров для DSGE модели. Часть 2

Июль 2026

NBRK – WP – 2026 – 8

© National Bank of the Republic of Kazakhstan 2026. Все права сохранены. Краткие выжимки не более одного параграфа могут цитироваться без разрешения автора при наличии ссылки на источник.

ISSN: 2789-150X

Оценка параметров для DSGE модели

Часть 2

Адилханова Зарина¹

Аннотация

В работе представлены эмпирические оценки двух параметров, необходимых для анализа межвременного поведения домохозяйств и торговли: коэффициента относительной степени неприятия риска и эластичности замещения между отечественными и импортными товарами.

Коэффициент относительного неприятия риска оценивался на основе опросных данных БНС АСПиР о потреблении и субъективном благополучии домохозяйств Казахстана за период 2017-2024 гг. с применением методов максимального правдоподобия и GMM. Полученные значения находятся в диапазоне 1,42-1,66, что свидетельствует о умеренной склонности к риску и согласуется с международной литературой.

Эластичность замещения между импортными и отечественными товарами оценивалась с использованием панельных данных по 56 товарам за период с января 2020 по сентябрь 2025 гг., с применением модели с фиксированными эффектами. Коэффициент эластичности цен 0,18 указывает на низкую степень взаимозаменяемости товаров.

Ключевые слова: эластичность Армингтона, коэффициент относительной степени неприятия риска, CRRA, эластичность замещения

Классификация JEL: D12, D81, F14

¹ Адилханова Зарина – главный специалист-аналитик Управления макроэкономических исследований и прогнозирования Департамента денежно-кредитной политики Национального Банка Республики Казахстан.
E-mail: Zarina.Adilkhanova@nationalbank.kz

Содержание

1. КОЭФФИЦИЕНТ ОТНОСИТЕЛЬНОГО НЕПРИЯТИЯ РИСКА	5
1.1. Введение.....	5
1.2. Методология	5
1.3. Данные	7
1.4. Результаты	8
1.5. Выводы	11
2. ЭЛАСТИЧНОСТЬ ЗАМЕЩЕНИЯ МЕЖДУ ОТЕЧЕСТВЕННЫМИ И ИМПОРТНЫМИ ТОВАРАМИ.....	12
2.1. Введение.....	12
2.2. Литературный обзор	13
2.3. Методология	13
2.4. Данные	15
2.5. Результаты	16
2.6. Выводы	18
3. Использованная литература.....	19
4. ПРИЛОЖЕНИЕ	21

1. КОЭФФИЦИЕНТ ОТНОСИТЕЛЬНОГО НЕПРИЯТИЯ РИСКА

1.1. Введение

Коэффициент с постоянной относительной степенью неприятия риска (Constant Relative Risk Aversion, далее - CRRA) отражает чувствительность домохозяйств к неопределенности и является одним из ключевых параметров межвременных моделей поведения потребителей. Он определяет, насколько резко домохозяйства сокращают потребление при росте риска или волатильности доходов, а также лежит в основе реакции на изменения межвременных относительных цен, включая реальные процентные ставки.

В DSGE-моделях коэффициент CRRA напрямую влияет на эластичность межвременного замещения, динамику сглаживания потребления, чувствительность сбережений к ожиданиям, а также на силу каналов денежно-кредитной передачи. Поэтому корректная оценка CRRA особенно важна для калибровки моделей типа DSGE.

В условиях экономики Казахстана, характеризующейся высокой ролью потребительских расходов², количественная оценка CRRA-параметра позволяет лучше понять поведение домашних хозяйств в условиях неопределенности и оценить эффективность мер экономической политики.

1.2. Методология

В основе исследования лежит предположение о том, что полезность репрезентативного потребителя описывается функцией $u_i(c)$ с постоянной относительной степенью неприятия риска. Функция полезности имеет стандартный вид:

$$u_i(c) = \begin{cases} \frac{c^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}, & \text{если } \sigma \neq 1, \\ \log(c), & \text{если } \sigma = 1, \end{cases}$$

где c – потребление, а σ – коэффициент постоянного относительного неприятия риска.

Следуя Layard и др. (2008) и Gandelman и Hernández-Murillo (2013), предполагается, что индивиды могут корректно сопоставлять субъективное ощущение благополучия, а индекс счастья h_{it} является монотонным преобразованием полезности:

$$h_{it} = f(\gamma u(c_{it}) + X_{it}\beta + \epsilon_{it}),$$

что позволяет оценивать параметр σ по данным о потреблении и субъективной удовлетворенности жизнью. В развернутом виде оценочная спецификация имеет вид:

² Доля потребительских расходов в общих денежных доходах населения составляет около 87% в среднем с 2016 - 2025 годы по данным БНС АСПиР.

$$h_{it} = f\left(\gamma \frac{c_{it}^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}\right) + \beta_1 female + \beta_2 age + \beta_3 age^2 + \beta_4 urban + \beta_5 income\ level + \theta_k location + \epsilon_{it},$$

где h_{it} - индекс субъективного благополучия, выступающий зависимой переменной в модели. В исследовании в качестве прокси счастья используются три разных показателя (удовлетворенность жизнью, условиями жизни и общий уровень счастья), и оценки выполняются отдельно для каждого из них;

female - фиктивная переменная для учета пола, 1 - женский, 0 - мужской;

age - возраст респондентов;

urban - фиктивная переменная принимающее значение 1, если респондент живет в городе, 0 - в селе;

income level - фиктивная переменная принимающее значение 1, если респондент удовлетворен своим финансовым положением, 0 - если не удовлетворен или частично не удовлетворен.

location - вектор фиктивных переменных для учета места проживания респондентов.

Для оценки коэффициента относительного неприятия риска (σ) используется итерационная максимизация функции правдоподобия (MLE) в рамках нелинейной модели.

Алгоритм оценки включает следующие этапы:

1. Вычисляется значение логарифма функции правдоподобия при σ от 0 до 3 с шагом 0,1.
2. Затем проводится уточнение оценок с шагом 0,01 вблизи найденного максимума.
3. Для каждой итерации применяется метод упорядоченного логита (ordered logit) для оценки коэффициентов модели.
4. Для устранения влияния выбросов из выборки исключаются 5% верхних и нижних наблюдений по уровню потребления (в соответствии с Layard и др., 2008).

Кроме того, для проверки состоятельности оценок проведена оценка методом GMM. Поскольку параметр CRRA входит в модель нелинейно, применяется модифицированный подход Gandelman и Hernández-Murillo (2013), основанный на монотонном преобразовании функции полезности:

$$g(c, \sigma) = \frac{c^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}, \quad m(c, \sigma) = \frac{\partial g}{\partial \sigma}$$

Для применения GMM требуется аналитическая производная $m(c, \sigma)$ по σ . Обе функции $g(c, \sigma)$ и $m(c, \sigma)$ используются в качестве моментных условий и инструментов, что позволяет корректно идентифицировать σ .

Оценивание параметра σ методом GMM проводится в несколько итерационных шагов, обеспечивающих сходимость и устойчивость результатов:

1. На первом этапе проводится OLS-регрессия функции зависимой переменной на преобразованную полезность $g(c, \sigma_0)$, предполагая начальное значение параметра риска $\sigma_0 \approx 0.5$ для построения начальных инструментов $g(c, \sigma_0)$ и $m(c, \sigma_0)$.

2. Используя сформированные инструменты, проводится первая GMM-оценка:

$$h_{it} = \gamma g(c_{it}, \sigma) + X_{it}\beta + \epsilon_{it}$$

На этом шаге получается обновленная оценка $\hat{\sigma}_1$.

3. После получения $\hat{\sigma}_1$ инструменты пересчитываются. Такое обновление устраняет смещение, возникающее при использовании неподходящих инструментов на начальном этапе.

4. Повторная GMM-оценка до достижения сходимости.

Применение многошагового GMM в дополнение к MLE оценкам обеспечивает независимое подтверждение устойчивости параметра CRRA, проверку корректности идентификации, получение более надежных стандартных ошибок.

Таким образом, сочетание двух методов позволяет получить научно обоснованную и статистически устойчивую оценку коэффициента постоянного относительного неприятия риска для Казахстана.

1.3. Данные

Для эмпирического анализа используются данные Бюро национальной статистики Агентства по стратегическому планированию и реформам Республики Казахстан (далее – БНС АСПиР), включающие информацию о потреблении, социально-демографических характеристиках и субъективном благополучии домохозяйств. Источниками данных являются следующие формы обследований: D-003 и D-004 – квартальные перекрестные выборки потребления домохозяйств; D-002 – ежегодное обследование благосостояния домохозяйств.

Совокупный объем выборки составляет около 93000 домохозяйств за период 2017-2024 гг. Поскольку потребление в модели определяется на годовом уровне, квартальные данные из форм D-003 и D-004 агрегированы до годовых значений. Агрегация выполнена методом суммирования квартального потребления по каждому домохозяйству в пределах календарного года. Это позволяет согласовать частоту всех переменных и корректно использовать субъективные показатели, которые доступны только в годовом разрезе. Показатель потребления дефлирован по индексу потребительских цен и приведен в реальные значения в базовых ценах 2017 года.

Структура выборки характеризуется следующими демографическими признаками:

- **53%** домохозяйств проживают в городской местности, **47%** - в сельской;
- **59%** респондентов женщины, **41%** - мужчины;

- **34%** выборки удовлетворены своим финансовым положением, тогда как **66%** не удовлетворены или частично удовлетворены;
- **67%** оценивают свой уровень обеспеченности как «средний» (средний класс).

В качестве зависимых переменных используются три индикатора: оценка удовлетворенности жизнью и условиями жизни домохозяйства (2017-2024 гг.) и индекс счастья (2018-2022 гг.) (Таблица 1.1). Данные показатели измеряются по шкале от 1 до 10, где: 1 - полностью не удовлетворен/крайне несчастлив, 10 - полностью удовлетворен/очень счастлив. Значение 89 используется в анкетах БНС АСПиР для обозначения затруднения с ответом либо неприменимости вопроса к конкретному домохозяйству. Такие наблюдения исключаются из анализа, поскольку не несут информации о реальном уровне удовлетворенности или счастья и могут приводить к смещению оценок.

Таблица 1.1 Описательная статистика (полная выборка)

Переменная	Средняя	Ст. откл.	Min	Max	Кол-во наблюдений
Возраст	45,54	16,53	15	99	93 044
Потребление в год, реальные в тг.	953472	577581	88915	21200000	93 044
Индекс счастья	8,11	1,57	1	10	57 398
Индекс удовлетворенности жизнью	7,66	1,56	1	10	92 882
Индекс удовлетворенности условиями жизни	7,56	1,61	1	10	92 859

Источник: БНС АСПиР

1.4. Результаты

Оценка коэффициента постоянной относительной степени неприятия риска с использованием метода максимального правдоподобия демонстрирует устойчивые результаты для всех трех показателей субъективного благополучия: удовлетворенности жизнью, удовлетворенности условиями жизни и самооценки уровня счастья. Полученные значения коэффициента находятся в диапазоне от 1,42 до 1,66, что свидетельствует о умеренно высокой склонности домохозяйств к неприятиям риска и о внимательном соотношении текущего и будущего потребления (Таблица 1.2.).

Введение возрастного ограничения (25-65 лет) практически не влияет на оценки: для удовлетворенности жизнью оценка σ изменяется незначительно с 1,66 до 1,65, что подтверждает стабильность параметра вне зависимости от ограничений по возрасту. Статистическая значимость оценок варьируется от уровня 10% до 1%, при этом большинство значений σ значимы на уровне 5% и 1%, что указывает на надежность модели и точность оценок.

Сравнение между показателями показывает, что параметр σ для удовлетворенности условиями жизни немного ниже (1,42, 1,55), что может отражать меньшую чувствительность респондентов к риску при оценке бытовых условий по сравнению с общей удовлетворенностью жизнью или субъективной самооценкой счастья. В целом, результаты подтверждают, что население Казахстана проявляет умеренную степень неприятия риска, что делает эти оценки применимыми для калибровки CRRA-параметра в моделях межвременного потребления и анализа поведения домохозяйств в условиях экономической неопределенности.

Таблица 1.2. Результаты оценки параметра постоянной относительной степени неприятия риска (σ), MLE и ordered logit methods

<i>Зависимая переменная</i>	<i>Возрастное ограничение От 25 до 65</i>	<i>Коэффициент σ</i>	χ^2	<i>N</i>
<i>Насколько Вы считаете себя счастливым?</i>	нет	1,48***	9,51	50 404
	да	1,52***	9,18	39 391
<i>Удовлетворенность жизнью</i>	нет	1,66*	6,99	81 552
	да	1,65**	5,35	63 504
<i>Удовлетворенность условиями жизни</i>	нет	1,42**	4,25	81 552
	да	1,55**	5,15	63 504

Источник: оценки/расчеты автора

*Значения статистической значимости: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Метод оценки: MLE, Ordered Logit.*

Зависимые переменные измеряются по шкале от 1 до 10.

Таблица 1.3. демонстрирует оценки параметра постоянной относительной степени неприятия риска, полученные методом GMM. Во всех спецификациях коэффициент статистически значим на уровне 1% и находится в узком диапазоне 1,43-1,49, что свидетельствует о высокой устойчивости результатов к выбору зависимой переменной и применению возрастного ограничения. Полученные оценки сопоставимы с результатами метода MLE и лежат в пределах диапазона 1,42-1,66, что подчеркивает согласованность выводов двух методов и надежность оценок параметра неприятия риска. В практическом смысле это означает, что экономические агенты в целом предпочитают стабильные и предсказуемые условия, однако не избегают неопределенности полностью. Они готовы принимать риск при условии, что ожидаемая выгода является достаточной и компенсирует возможные потери.

Таблица 1.3. Результаты оценки параметра постоянной относительной степени неприятия риска (σ), GMM

<i>Зависимая переменная</i>	<i>Возрастное ограничение От 25 до 65</i>	<i>Коэффициент σ</i>	<i>SE</i>	<i>N</i>
<i>Насколько Вы считаете себя счастливым?</i>	нет	1,46***	0,004	50 463
	да	1,45***	0,005	39 437
<i>Удовлетворенность жизнью</i>	нет	1,46***	0,009	81 294
	да	1,49***	0,012	63 572
<i>Удовлетворенность условиями жизни</i>	нет	1,43***	0,029	81 294
	да	1,44***	0,006	63 587

Источник: оценки/расчеты автора

*Значения статистической значимости: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.*

Метод: MLE, GMM

В литературе значения коэффициента относительного неприятия риска демонстрируют вариативность между странами и методологическими подходами. В классическом исследовании Szpiro и Outreville (1988) показатель изменяется от 1 до 5, со средним значением 2,89 на выборке из 31 страны, что отражает относительно высокий уровень неприятия риска в международных данных того периода. В работе Gandelman и Hernández-Murillo (2013) оценки коэффициента относительного неприятия риска по данным поперечных срезов колеблются около 1, что соответствует логарифмической функции полезности, в то время как оценки по панельным данным оказываются несколько выше. В последующем исследовании Gandelman и Hernández-Murillo (2015) получены значения параметра от 0 до 3 со средним 0,98 для 75 развитых и развивающихся стран, включая Кыргызскую Республику (1,81), Азербайджан (1,85), Армению (0,57), Россию (0,65), Таджикистан (1,19) и Узбекистан (2,96). Эти данные подчеркивают существенную межстрановую гетерогенность уровня неприятия риска.

Полученные в нашем исследовании оценки параметра CRRA находятся в сходном диапазоне и тесно согласуются с международной литературой. Их близость к значениям, представленным в предыдущих эмпирических работах, подтверждает внутреннюю согласованность наших результатов и указывает на то, что оценочные модели корректно отражают поведенческие особенности домохозяйств в экономике. Такая сопоставимость усиливает надежность полученных выводов и поддерживает применимость используемого подхода при анализе предпочтений риска.

Параметр CRRA играет ключевую роль в DSGE-моделях, а также в других многопериодных макроэкономических моделях, включая исследования фискальной и пенсионной политики, поскольку он напрямую влияет на оценку межвременных предпочтений и реакции домохозяйств на экономические шоки.

1.5. Выводы

Оценки коэффициента постоянной относительной степени неприятия риска для Казахстана демонстрируют умеренную склонность домохозяйств к риску, находясь в диапазоне 1,42-1,66 (MLE) и 1,43-1,49 (GMM). Результаты устойчивы к выбору индикатора субъективного благополучия, применению возрастного ограничения и методу оценивания, что подтверждает надежность выводов. Полученные значения находятся в пределах диапазонов международных эмпирических исследований, что указывает на согласованность с существующей литературой и подтверждает применимость этих оценок для калибровки DSGE-моделей и анализа межвременных предпочтений домохозяйств в условиях экономической неопределенности.

2. ЭЛАСТИЧНОСТЬ ЗАМЕЩЕНИЯ МЕЖДУ ОТЕЧЕСТВЕННЫМИ И ИМПОРТНЫМИ ТОВАРАМИ

2.1. Введение

Изменения относительных цен оказывают влияние на то, как потребители распределяют спрос между отечественными и импортными товарами. Анализ реакции спроса позволяет оценить степень взаимозаменяемости товаров в зависимости от страны их происхождения и лучше понять структуру совокупного спроса.

Для количественного описания данного механизма используется показатель эластичности замещения между отечественными и импортными товарами, также известный как эластичность Армингтона. Этот параметр отражает, насколько чувствительно соотношение потребления внутренних и импортных товаров реагирует на изменения их относительных цен.

Высокая эластичность указывает на то, что потребители легко переключаются между отечественными и импортными товарами, что усиливает конкуренцию и ограничивает возможности производителей для монопольного ценообразования. Напротив, низкая эластичность отражает наличие различий в качестве, брендах, или потребительских предпочтениях, а также институциональные или логистические барьеры.

В рамках подхода Armington (1969) предполагается, что отечественные и импортные товары являются несовершенными заменителями, даже если они относятся к одной и той же товарной группе. Формально это предположение реализуется с помощью функции с постоянной эластичностью замещения (Constant Elasticity of Substitution, далее – CES), в которой товары различаются по стране происхождения и входят в потребительский агрегатор как отдельные компоненты.

Цель данного раздела – оценить эластичность замещения между отечественными и импортными товарами на уровне агрегированных товарных групп (продовольственные и непродовольственные товары) для национальной экономики. Полученные оценки позволяют количественно охарактеризовать реакцию спроса на изменения относительных цен и служат основой для дальнейшего анализа.

Оценка данного параметра имеет важное прикладное значение для макроэкономического моделирования. В частности, эластичность Армингтона является ключевым структурным параметром в динамических стохастических моделях общего равновесия, где она определяет степень взаимозаменяемости между отечественными и импортными товарами. Значение этого параметра влияет на динамику потребления, инфляции и выпуска, а также на передачу ценовых и внешних шоков в экономике. В связи с этим полученные в данном разделе оценки могут использоваться для калибровки и анализа DSGE-модели.

2.2. Литературный обзор

Концепция дифференцированных по происхождению товаров была впервые предложена Армингтоном (Armington, 1969). Он предположил, что товары одного класса, произведенные в разных странах, не являются совершенными субститутами, и предложил функциональную форму CES, позволяющую количественно оценить степень их взаимозамещения.

В дальнейшем данный подход стал центральным элементом моделей международной торговли и моделей общего равновесия. Значительный вклад в развитие теории внесли Anderson и van Wincoop (2003) и Feenstra (2018).

Эмпирические исследования показывают широкий диапазон оценок эластичности замещения. Так, Hillberry и Hummels (2013) выявили, что значения параметра CES варьируются в зависимости от данных, методов и уровня агрегации. Feenstra и др. (2018) предложили усовершенствованные методы идентификации на основе панельных данных.

Классические примеры применения подхода Армингтона представлены в работах Dixon, Jerie и Rimmer (2016), Zhai (2008), Lloyd и Zhang (2006), Zhang и Verikios (2006), Shiells и Reinert (1993), а также Bandara (1991). Существующая эмпирическая литература демонстрирует значительный разброс оценок эластичности Армингтона между странами (Kenneth и др., 2021; Bajzik и др., 2019; Olekseyuk и Schurenberg-Frosch, 2016).

В целом, результаты исследований указывают на то, что значения параметра CES существенно различаются как по странам, так и по категориям товаров. В этой связи эмпирическая оценка эластичности замещения для конкретной экономики представляет собой самостоятельную и важную исследовательскую задачу.

2.3. Методология

Следуя подходу Armington (1969) и его современным трактовкам (Hillberry и Hummels, 2013; Feenstra и др., 2018), потребитель максимизирует функцию полезности с постоянной эластичностью замещения (CES utility function):

$$U(Q_D, Q_M) = \left[\beta Q_D^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} + (1 - \beta) Q_M^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right]^{\gamma/(\gamma-1)}$$

где

- Q_D - объем потребления товаров, произведенных внутри страны,
- Q_M - объем импортных товаров,
- β - параметр распределения предпочтений между отечественными и импортными товарами,
- γ - эластичность замещения между ними.

Потребитель минимизирует совокупные расходы $E = P_D Q_D + P_M Q_M$ при фиксированном уровне полезности, где P_D - цена произведенного товара внутри

страны, P_M – импортные цены. Условие первого порядка оптимизации задает равновесное соотношение между объемами потребления и относительными ценами:

$$\frac{Q_M}{Q_D} = \left[\frac{1 - \beta}{\beta} * \frac{P_D}{P_M} \right]^\gamma$$

В лог-линейной форме, удобной для эконометрической оценки:

$$\log\left(\frac{Q_M}{Q_D}\right) = \gamma \log\left(\frac{1-\beta}{\beta}\right) + \gamma \log\left(\frac{P_D}{P_M}\right) + \epsilon,$$

где ϵ -ошибка.

Из этого уравнения видно, что наклон регрессии при $\log\left(\frac{P_D}{P_M}\right)$ соответствует оценке параметра эластичности замещения.

Если γ высока, это означает, что отечественные и импортные товары близки по воспринимаемой потребительской ценности и легко заменяются друг другом, то есть изменение относительных цен сильно влияет на структуру спроса. Низкая γ , напротив, указывает на ограниченное замещение, то есть сильную приверженность потребителей к товарам определенного происхождения.

Согласно Sauquet и др. (2011), в модель включается лаг зависимой переменной с целью учета долгосрочной взаимосвязи между объемами и ценами, а также для повышения объясняющей способности регрессионной модели.

$$\log\left(\frac{Q_{it}^M}{Q_{it}^D}\right) = \delta + \alpha \log\left(\frac{Q_{it-1}^M}{Q_{it-1}^D}\right) + \gamma \log\left(\frac{P_{it}^D}{P_{it}^M}\right) + \gamma KEI_t + v_{it} + \mu_t + \epsilon_{it},$$

где δ - константа, KEI - краткосрочный экономический индикатор, v_{it} - фиксированный эффект; μ_t временной фиксированный эффект, ϵ_{it} - случайная ошибка. Для учета ненаблюдаемой, неизменной во времени гетерогенности отраслей используется панельная модель с фиксированными эффектами. Кроме того, модель контролирует возможные макроэкономические колебания в экономике посредством включения временных фиксированных эффектов. Однако при короткой длине панелей возникает риск несостоятельности оценок. В связи с этим применяются методы обобщенных моментов Arellano-Bond и Arellano-Bover. Согласно Arellano и Bond (1991), лагированные значения первых разностей могут использоваться в качестве инструментальных переменных для учета эндогенности и индивидуальных эффектов. В дальнейшем Arellano и Bover (1995) предложили расширенную версию данного подхода, в которой в качестве инструментов используются как лаги в разностях, так и лаги в уровнях. Наконец, Labra и Torrecillas (2018) отмечают, что двухшаговая процедура GMM является более эффективной по сравнению с одношаговой оценкой.

2.4. Данные

В эмпирическом анализе используются ежемесячные официальные статистические данные БНС АСПиР. Все временные ряды были предварительно протестированы и сезонно скорректированы с целью устранения регулярных внутригодовых колебаний и обеспечения сопоставимости динамики показателей во времени.

В Таблице 2.1. представлены используемые показатели для оценки параметра эластичности. Данные об объемах импорта и внутреннего производства собрана из публикации «Ресурсы и использование отдельных видов продукции и сырья в Республике Казахстан». Ценовые показатели представлены индексом импортных цен, сформированным на основе данных «Индекс цен экспортных поставок и импортных поступлений товаров и продукции Республики Казахстан», а также индексом цен производителей промышленной и сельскохозяйственной продукции. Для учета общей макроэкономической конъюнктуры в модели используется краткосрочный экономический индикатор, публикуемый БНС АСПиР.

Первоначально выборка включала 69 продовольственных и непродовольственных групп товаров, которые в совокупности представляют более 80% продовольственной корзины и порядка 60% непродовольственной корзины ИПЦ, подробнее в Таблице А1 Приложения. Вследствие отсутствия данных для части товарных позиций, окончательная выборка была сокращена. В результате в анализе используется сбалансированная панель по 56 товарам.

Итоговая выборка охватывает период с января 2020 года по сентябрь 2025 года и имеет структуру месячной панельной базы данных на уровне товарных позиций.

Таблица 2.1. Используемые данные

Показатель	Обозн.	Источник данных
Объем импорта	Q_M	«Ресурсы и использование отдельных видов продукции и сырья в Республике Казахстан», БНС АСПиР РК
Объем производства внутри страны	Q_D	«Ресурсы и использование отдельных видов продукции и сырья в Республике Казахстан», БНС АСПиР РК
Индекс импортных цен	P_M	«Индекс цен экспортных поставок и импортных поступлений товаров и продукции Республики Казахстан», БНС АСПиР РК
Индекс цен производителей	P_D	«Индекс цен производителей промышленной продукции», «Индекс цен производителей сельхоз продукции», БНС АСПиР РК
Краткосрочный экономический индикатор	KEI	БНС АСПиР РК

2.5. Результаты

Результаты оценки представлены в Таблице 2.2. Зависимой переменной выступает логарифм отношения объема импорта к объему внутреннего производства. Оценивание проведено в рамках модели с фиксированными эффектами по товарным позициям и временными фиксированными эффектами, что позволяет контролировать ненаблюдаемую гетерогенность на уровне товаров, а также общие макроэкономические шоки.

Коэффициент при лагированном значении зависимой переменной является положительным и статистически значимым на 1-процентном уровне, что указывает на выраженную инерционность в соотношении между импортом и внутренним производством. Полученная оценка (0,508) свидетельствует о том, что изменения в структуре предложения имеют устойчивый характер и корректируются во времени постепенно.

Таблица 2.2. Результаты регрессии с фиксированными эффектами

Переменные	$\log\left(\frac{Q_t^M}{Q_t^D}\right)$
$\log\left(\frac{Q_{t-1}^M}{Q_{t-1}^D}\right)$	0.508*** (0.014)
$\log\left(\frac{P_t^D}{P_t^M}\right)$	0.182*** (0.058)
КЭИ	-0.029 (0.047)
Время фикс. эффект	Да
Фиксированные эффекты	Да
Константа	2.695 (4.622)
N	3795
$Adj. R^2$	0.249

Источник: составлено автором

*Значения статистической значимости: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.*

Метод оценки: метод фиксированных эффектов

Оценка коэффициента при относительной цене может быть интерпретирована как оценка эластичности замещения между импортными и отечественными товарами в рамках стандартной спецификации с постоянной эластичностью замещения. Полученное значение коэффициента 0,182 является положительным и статистически значимым.

Величина оценки свидетельствует о низкой эластичности замещения между импортной и отечественной продукцией. Это означает, что импорт и внутреннее производство в рассматриваемых товарных группах выступают скорее, как несовершенные субституты, а корректировка относительных объемов в ответ на ценовые изменения происходит ограниченно.

Данный результат согласуется с предпосылками моделей типа Армингтона и отражает наличие структурных ограничений, таких как технологическая специфика, различия в качестве продукции, логистические барьеры и институциональные факторы, ограничивающие быструю переориентацию спроса и предложения. Дополнительным фактором низкой эластичности замещения может выступать ограниченная производственная база внутреннего рынка: часть товаров либо не производится внутри страны, либо выпускается в недостаточных объемах, что снижает возможность замещения импорта даже при изменении относительных цен.

Низкое значение эластичности замещения также предполагает, что изменения ценовой конкурентоспособности оказывают лишь умеренное влияние на соотношение между импортом и внутренним производством в краткосрочной перспективе. В сравнении с предыдущими эмпирическими исследованиями данное значение находится в нижней части распределения оценок, однако остается в пределах диапазонов, зафиксированных в литературе.

В частности, Reinert и Roland-Holst (1992), оценивая эластичности Армингтона для 163 отраслей обрабатывающей промышленности и добывающего сектора США, получают статистически значимые оценки в интервале от 0,14 до 3,49. Более поздние исследования, использующие детализированные данные и альтернативные методологические подходы, как правило, находят более высокие медианные значения эластичности замещения. Так, Gallaway, McDaniel и Rivera (2000) сообщают о значимых долгосрочных оценках в диапазоне от 0,52 до 4,83, тогда как оценки Broda и Weinstein (2006), Hertel и др. (2007), Caliendo и Parro (2015) и Ossa (2015) демонстрируют существенно более высокие значения CES, особенно при использовании систем уравнений, торговых издержек и высокодезаггегированных товарных классификаций.

Полученная оценка эластичности замещения в настоящем исследовании, вероятно, отражает особенности структуры внутреннего рынка Казахстана, а также краткосрочный характер используемой спецификации. В этом контексте результат согласуется с выводами ранних исследований, подчеркивающих ограниченную взаимозаменяемость импортных и отечественных товаров на уровне широких товарных групп.

Коэффициент детерминации модели (скорректированный R^2 на уровне 0,249) указывает на умеренную объяснительную способность модели, что является типичным результатом для панельных оценок на уровне товарных позиций с фиксированными эффектами. Объем выборки составляет 3795 наблюдений.

В целях проверки устойчивости результатов также были оценены динамические панельные модели с использованием подходов Arellano-Bond и Arellano-Bover. Однако полученные оценки оказались статистически

незначимыми. Вероятным объяснением данного результата является относительно короткая временная размерность панели, а также ограниченное число доступных инструментов, что снижает эффективность GMM-оценок.

2.6. Выводы

Эластичность замещения Армингтона играет ключевую роль в анализе торговой политики и является необходимым параметром для калибровки моделей DSGE. Несмотря на отсутствие единого подхода к оцениванию этих коэффициентов в литературе, полученные результаты для Казахстана указывают на относительно низкую, но статистически значимую эластичность замещения между импортной и отечественной продукцией. Это свидетельствует о том, что импорт и внутреннее производство выступают как несовершенные субституты, а ценовые сигналы оказывают ограниченное влияние на перераспределение структуры предложения в краткосрочной перспективе. Полученные оценки могут быть использованы для калибровки макроэкономических моделей и анализа торговых и ценовых шоков.

3. Использованная литература

Anderson, J. E., & Van Wincoop, E. (2003). Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle. *American Economic Review*, 93(1), 170–192.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.

Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51.

Armington, P. (1969). A theory of demand for products distinguished by place of production. *IMF Staff Papers*, 16(1), 159–176.

Bajzik, J., Havranek, T., Irsova, Z., & Schwarz, J. (2019). Estimating the Armington elasticity: The importance of data choice and publication bias. Charles University Prague, Faculty of Social Sciences, Institute of Economic Studies, Working Paper IES 2019/19 (revised July 2019).

Bandara, J. S. (1991). Computable general equilibrium models for development policy analysis in LDCs. *Journal of Economic Surveys*, 5(1), 3–69. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.1991.tb00126.x>

Broda, C. and Weinstein, D. (2006). Globalization and the Gains from Variety, *Quarterly Journal of Economics* 121: 541-585.

Caliendo, L. and Parro, F. (2015). Estimates of the Trade and Welfare Effects of NAFTA, *The Review of Economic Studies* 82: 1-44.

Dixon, P. B., Jerie, M., & Rimmer, M. T. (2016). Modern trade theory for CGE modelling: The Armington, Krugman and Melitz models. *Journal of Global Economic Analysis*, 1(1), 1–110. <https://doi.org/10.21642/JGEA.010101AF>

Feenstra, R. C., Luck, P., Obstfeld, M., & Russ, K. N. (2018). In search of the Armington elasticity. *The Review of Economics and Statistics*, 100(1), 135–150.

Gandelman, N., & Hernández-Murillo, R. (2013). What do happiness and health satisfaction data tell us about relative risk aversion? *Journal of Economic Psychology*, 39, 301-312.

Gandelman, N., & Hernández-Murillo, R. (2015). Risk aversion at the country level. *Available at SSRN 2646134*.

Gallaway, M.P., McDaniel, C.A., Rivera, S.A., 2000. Short-run and long-run industry-level estimates of U.S. Armington elasticities, *North American Journal of Economics and Finance*, forthcoming

Hertel, T., Hummels, D., Ivanic, M. and Keeney, R. (2007). How Confident can we be of CGE-based Assessments of Free Trade Agreements?, *Economic Modelling* 24: 611-635.

Hillberry, R., & Hummels, D. (2013). Trade elasticity parameters for a computable general equilibrium model. In P. B. Dixon & D. W. Jorgenson (Eds.), *Handbook of Computable General Equilibrium Modeling* (Vol. 1, pp. 1213–1269). North-Holland, Oxford: Elsevier.

- Labra, R., & Torrecillas, C. (2018). Estimating dynamic panel data: A practical approach to perform long panels. *Revista Colombiana de Estadística*, 41(1), 31–52.
- Layard, R., Mayraz, G., & Nickell, S. (2008). The marginal utility of income. *Journal of Public Economics*, 92(8-9), 1846-1857
- Lloyd, P. J., & Zhang, X. (2006). The Armington model. Productivity Commission Staff Working Paper, Melbourne, January.
- Olekseyuk, Z., & Schurenberg-Frosch, H. (2016). Are Armington elasticities different across countries and sectors? A European study. *Economic Modelling*, 55, 328–342. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.02.018>
- Ossa, R. (2015). Why Trade Matters After All, *Journal of International Economics* 97: 266- 277
- Reinert, K.A., Roland-Holst, D.W., 1992. Armington elasticities for United States manufacturing sectors, *Journal of Policy Modeling*, 14(5), 631-39.
- Sauquet, A., Lecocq, F., Delacote, P., Caurla, S., Barkaoui, A., & Garcia, S. (2011). Estimating Armington elasticities for sawn wood and application to the French forest sector model. *Resource and Energy Economics*, 33(4), 771–781.
- Shiells, C. R., & Reinert, K. A. (1993). Armington models and terms-of-trade effects: Some econometric evidence for North America. *Canadian Journal of Economics*, 26(2), 299–316. <https://doi.org/10.2307/135909>
- Szpiro, G. G., & Outreville, J. F. (1988). Relative risk aversion around the world: Further results. *Journal of Banking & Finance*, 6(1, Supplement), 127-128.
- Zhai, F. (2008). Armington meets Melitz: Introducing firm heterogeneity in a global CGE model of trade. *Journal of Economic Integration*, 23(3), 575–604. <https://doi.org/10.11130/jei.2008.23.3.575>
- Zhang, X. (2006). Armington elasticities and terms of trade effects in global CGE models. Productivity Commission Staff Working Paper 0601, Government of Australia.
- Zhang, X., & Verikios, G. (2006). Armington parameter estimation for a computable general equilibrium model: A database consistent approach. Economics Discussion Paper 06-10, University of Western Australia.
- Clements, K. W., Mariano, M. J. M., & Verikios, G. (2021). Foreign-domestic substitution, import penetration and CGE modelling. *Applied Economics*, 53(35), 4080–4099. <https://doi.org/10.1080/00036846.2021.1897072>

4. ПРИЛОЖЕНИЕ

Таблица 1А. Наименование товаров

Номер	Наименование товара
1	Мясо и мясо птицы, пищевые субпродукты
2	Мясо и субпродукты мясные пищевые прочие, соленые, в рассоле, сушеные или копченые (исключая свинину, мясо крупного рогатого скота); мука пищевая и порошок из мяса или субпродуктов мясных
3	колбасы и изделия аналогичные из мяса, субпродуктов мясных или крови животных
4	Рыба, ракообразные и моллюски переработанные и консервированные
5	Соки фруктовые и овощные
6	Овощи переработанные и консервированные, кроме картофеля
7	Плоды и орехи переработанные и консервированные
8	Масла растительные
9	Маргарин и продукты аналогичные
10	молоко обработанное жидкое и сливки
11	масло сливочное
12	сыр и творог
13	молоко и сливки сгущенные и с добавками или без добавок сахара или других подслащающих веществ, не в твердых формах
14	йогурт, молоко и сливки ферментированные или сквашенные прочие
15	Мороженое и лед пищевой (включая щербет, леденцы), кроме смесей и основ для приготовления мороженого
16	Мука
17	Крупы, включая рис
18	хлеб; торты и изделия кондитерские; изделия хлебобулочные прочие с добавками веществ подслащающих
19	сухари и печенье; изделия кондитерские и пирожные длительного хранения
20	Макароны, лапша, кускус и изделия мучные аналогичные
21	Сахар
22	Шоколад, изделия кондитерские из шоколада и сахара
23	Чай и кофе
24	Уксус, соусы, приправы смешанные, мука и порошок горчичные; горчица готовая
25	Соль пищевая
26	Водка и ликеро-водочные изделия
27	коньяк и напитки коньячные
28	Вина-всего (без учета сидра и сула виноградного)
29	Пиво, кроме осадков и отходов пивоварения
30	Воды минеральные и напитки безалкогольные
31	Сигареты и папиросы
32	Яйца
33	Ткани хлопчатобумажные
34	Одежда верхняя
35	Обувь, кроме спортивной, защитной и ортопедической
36	Портландцемент (кроме белого)

37	Гипс
38	Краски и лаки и связанные с ними продукты прочие; краска для художников и краска типографская
39	Плитки и плиты керамические
40	Линолеум и эластичные напольные покрытия типа винила, линолеума и т.д
41	Краны, вентили, клапаны для раковин, моек, биде, унитазов, ванн и арматура аналогичная; вентили для радиаторов центрального отопления
42	Уголь каменный и лигнит (уголь бурый)
43	Мебель для сидения в основном с деревянным каркасом
44	Мебель деревянная для столовой и гостиной
45	Мебель для сидения специальная в основном с металлическим каркасом
46	Изделия изолирующие многослойные из стекла; зеркала стеклянные
47	Ковры и изделия ковровые
48	Холодильники и морозильники бытовые
49	Машины стиральные и машины для сушки одежды бытовые
50	Пылесосы бытовые
51	Радиаторы жидконаполненные, электроконвекторы и электротепловентиляторы
52	Устройства теплообменные; оборудование холодильное и оборудование для кондиционирования воздуха
53	Миксеры, измельчители продуктов пищевых и соковыжималки
54	Инструменты и принадлежности медицинские и стоматологические и приборы и приспособления терапевтические; протезы и приспособления ортопедические
55	Автомобили легковые пассажирские
56	Шины резиновые пневматические новые
57	Топливо моторное (бензин, в том числе авиационный)
58	Газойли (топливо дизельное)
59	Приемники телевизионные, объединенные или нет с приемниками радиовещательными или звуко- или видеозаписывающей или воспроизводящей аппаратурой
60	Видеокамеры записывающие и аппаратура видеозаписывающая или видеовоспроизводящая прочая и камеры цифровые
61	Техника электронно-вычислительная, ее детали и принадлежности
62	Тетради
63	шампуни, лаки для волос, препараты для завивки или укладки
64	Пасты зубные и порошки для чистки зубов
65	Мыло и вещества и препараты поверхностно-активные органические для использования в качестве мыла; бумага, ватная набивка, войлок, и др.
66	средства для бритья; дезодоранты и средства от пота; составы для принятия ванн; средства парфюмерные, косметические и туалетные
67	Бумага туалетная
68	Санитарно-гигиенические полотенца и тампоны, детские подгузники и пеленки и аналогичные санитарно-гигиенические изделия, предметы и аксессуары одежды, из бумажной массы, бумаги и тд
69	Часы, кроме механизмов часовых и частей часов, штук