Торайғыров университетінің
ҒЫЛЫМИ ЖУРНАЛЫ
НАУЧНЫЙ ЖУРНАЛ
Торайгыров университета

ТОРАЙҒЫРОВ УНИВЕРСИТЕТІНІҢ ХАБАРШЫСЫ

Экономикалық сериясы
1997 жылдан бастап шығады

TORAIGHYROV UNIVERSITY

ВЕСТНИК ТОРАЙГЫРОВ УНИВЕРСИТЕТА

Экономическая серия
Издается с 1997 года

ISSN 2710-3552

№ 3 (2026)
Павлодар

НАУЧНЫЙ ЖУРНАЛ
Торайгыров университета

Экономическая серия
выходит 4 раза в год

СВИДЕТЕЛЬСТВО
о постановке на переучет периодического печатного издания,
информационного агентства и сетевого издания
№ KZ93VPY00029686

выдано
Министерством информации и коммуникаций
Республики Казахстан

Тематическая направленность
публикация материалов в области экономики, управления,
финансов, бухгалтерского учета и аудита

Подписной индекс – 76133

https://doi.org/10.48081/BTOUEcon3.2026/ISSN2710-3552

Бас редакторы – главный редактор
Давиденко Л. М.
доктор PhD

Заместитель главного редактора — Гребнев Л.. С., *д.э.н., профессор*
Ответственный секретарь — Шеримова Н. М., *доктор PhD*

Редакция алқасы – Редакционная коллегия

Шмарловская Г. А.,	*д.э.н., профессор (Беларусь);*
Кунязов Е. К.,	*доктор PhD, доцент;*
Алмаз Толымбек,	*доктор PhD, профессор (США);*
Мукина Г. С.,	*доктор PhD,ассоц. профессор, доцент;*
Дугалова Г. Н.	д.э.н., профессор
Алтайбаева Ж. К.,	*к.э.н.*
Мусина А. Ж.,	*к.э.н., ассоц. профессор, доцент;*
Титков А. А.,	*к.э.н., доцент;*
Искакова З. С.	*технический редактор.*

За достоверность материалов и рекламы ответственность несут авторы и рекламодатели
Редакция оставляет за собой право на отклонение материалов
При использовании материалов журнала ссылка на «Вестник Торайгыров университета» обязательна

© Торайгыров университет

МРНТИ 06.77.65

https://doi.org/10.48081/BTOUEcon3.2026/6-25

С. Т. Абеуова[1], *Д. М. Саттыбаева[2], А. Т. Абдикаримова[3], Г. Ж. Абдраманова[4], Г. И. Гимранова[5]

[1,2,3,5]Карагандинский университет Казпотребсоюза,
Республика Казахстан, г. Караганда;
[4]Центрально-Азиатский инновационный университет,
Республика Казахстан, г. Шымкент.
[1]ORCID: https://orcid.org/0000-0002-3384-2998
[2]ORCID: https://orcid.org/0000-0003-2815-0011
[3]ORCID: https://orcid.org/0000-0001-5440-9803
[4]ORCID: https://orcid.org/0009-0008-3540-9195
[5]ORCID: https://orcid.org/0000-0003-2378-9713
*e-mail: dinara_sattybayeva@mail.ru

ГЕНДЕРНЫЕ ДЕТЕРМИНАНТЫ ВНЕШНЕЙ МИГРАЦИИ КАЗАХСТАНА: КОЛИЧЕСТВЕННЫЙ АНАЛИЗ ЗА 2014–2024 ГГ.

Статья посвящена количественной оценке гендерных детерминант внешней миграции населения Казахстана. На основе официальных статистических данных Бюро национальной статистики РК за 2014–2024 гг. с помощью регрессионного анализа временного ряда (МНК–метод наименьших квадратов) раздельно для мужчин и женщин оценивается влияние ВВП на душу населения, уровня безработицы и среднемесячной заработной платы на сальдо внешней миграции. Установлено, что единственным устойчиво значимым детерминантом для обоих полов выступает заработная плата: её рост статистически значимо сдерживает эмиграционный отток.

Гипотеза о выраженной гендерной асимметрии чувствительности к экономическим детерминантам не подтвердилась в отношении силы коэффициентов, однако выявлена структурная гендерная асимметрия в динамике сальдо миграции после 2022 г. Результаты обсуждаются в контексте теорий миграции (модель Тодаро, новая экономическая теория миграции) и имеют практическое значение для миграционной политики РК.

Ключевые слова: гендерная миграция, внешняя миграция, детерминанты миграции, регрессионный анализ, феминизация миграции, рынок труда.

Введение

За последние два десятилетия структура международных миграционных потоков претерпела существенную трансформацию: если исторически образ трудового мигранта ассоциировался прежде всего с мужчиной, то начиная с 1990-х годов исследователи всё чаще фиксируют устойчивый рост доли женщин среди участников трудовой миграции – явление, получившее в научной литературе название «феминизация миграции» [1]. Центральноазиатский регион не стал исключением из этой тенденции: несмотря на то что трудовая миграция из региона традиционно оставалась преимущественно мужской, экономическое давление и трансформация гендерных ролей внутри домохозяйств постепенно меняют эту картину – по отдельным странам региона доля женщин среди мигрантов уже приближается к паритетной [2].

Казахстан занимает в этих процессах особое положение: являясь одновременно страной происхождения, транзита и назначения мигрантов, он представляет собой удобную площадку для изучения гендерной специфики миграционного поведения на постсоветском пространстве. Интерес исследователей к этому объекту в последние годы устойчиво растёт: миграционная статистика, гендерная структура рынка труда и связанные с ними социально-экономические последствия регулярно становятся предметом обсуждения как в академической среде, так и в аналитических докладах международных организаций [2]. При этом, несмотря на этот растущий интерес, гендерное измерение миграции остаётся исследованным заметно слабее, чем миграция в целом, и исчерпывающих ответов на вопрос о том, какие именно экономические факторы и в какой мере определяют различия в миграционном поведении мужчин и женщин, на сегодняшний день нет: как отмечают специалисты, соответствующая проблематика изучена недостаточно, что затрудняет выработку обоснованных рекомендаций по социально-экономической защите женщин-мигранток – группы, которая в силу структурных и культурных барьеров нередко оказывается в зоне повышенной уязвимости [2].

Отдельного внимания заслуживает и методологический разрыв, который дополнительно подчёркивает нерешённость вопроса: подавляющее большинство отечественных работ по миграции в Казахстане носит описательный характер, опираясь на анализ агрегированной статистики без строгой количественной оценки того, какие именно факторы

и в какой мере определяют миграционное поведение женщин в сравнении с мужчинами. Даже в тех немногих работах по региону Центральной Азии, где экономические детерминанты трудовой миграции (заработная плата, ВВП, безработица) тестируются на статистике, гендерная разбивка при этом, как правило, не проводится [3]. Между тем современная экономическая наука накопила значительный инструментарий регрессионного анализа временных рядов [4], позволяющий количественно оценивать вклад экономических детерминант в миграционные решения именно с разбивкой по полу.

Теоретическая значимость настоящего исследования состоит в применении количественного (эконометрического) подхода к анализу гендерных различий в миграционном поведении применительно к Казахстану – теме, которая до настоящего времени рассматривалась преимущественно в описательно-социологическом ключе, и тем самым в проверке того, работают ли общие теоретические положения о миграционном поведении (модели, рассматриваемые в разделе «Материалы и методы») применительно к казахстанским данным. Практическая значимость состоит в том, что полученные количественные оценки силы отдельных экономических детерминант могут служить основанием для приоритизации мер миграционной и социально-экономической политики, направленных на снижение оттока населения и защиту женщин-мигранток, о недостаточной обоснованности которых говорилось выше.

Настоящее исследование призвано частично восполнить этот пробел, предложив количественную оценку гендерных детерминант внешней миграции населения Казахстана за период 2014–2024 гг.

Материалы и методы

Для проверки сформулированных ниже гипотез использован регрессионный анализ временного ряда методом наименьших квадратов. Выбор именно этого метода, а не более сложных альтернатив (панельных моделей, гравитационных спецификаций), продиктован структурой доступных данных: сопоставимые по полу данные внешней миграции в открытых источниках Казахстана существуют лишь начиная с 2014 г., что ограничивает выборку 11 годовыми наблюдениями и делает построение панельной модели по странам-партнёрам на данном этапе невозможным (этот вопрос подробнее рассматривается в разделе «Выводы»).

Сбор и первичная обработка данных выполнены в Microsoft Excel; статистические расчёты – на языке Python 3 (библиотеки numpy, pandas, scipy.stats).

Зависимой переменной выступает чистое сальдо внешней миграции (Net_t = Прибытие t – Выбытие t), рассчитанное раздельно для мужчин и

женщин. В качестве независимых переменных (детерминант) рассматриваются три показателя, отражающих различные каналы экономического влияния на миграционное решение: ВВП на душу населения (GDP_{pc}) – как обобщённый индикатор уровня экономического развития страны, уровень безработицы (U_{nemp}) – как индикатор ситуации на рынке труда, и среднемесячная заработная плата ($Wage_{USD}$) – как индикатор непосредственного дохода потенциального мигранта. Модель оценивается отдельно для каждого пола:

$$Net_{men_t} = \beta_0 + \beta_1 * GDP_{pc_t} + \beta_2 * U_{nemp_t} + \beta_3 * Wage_{USDt} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$Net_{women_t} = \gamma_0 + \gamma_1 * GDP_{pc_t} + \gamma_2 * U_{nemp_t} + \gamma_3 * Wage_{USDt} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Раздельная оценка двух уравнений, вместо единой модели выбрана из-за малого объёма выборки: на 11 наблюдениях включение дополнительных взаимодействий резко снижает число степеней свободы и делает оценки ненадёжными. Вместо этого сопоставление коэффициентов между двумя независимо оценёнными уравнениями позволяет содержательно проверить гипотезу о гендерной асимметрии детерминант– этому сопоставлению посвящена заключительная часть раздела «Результаты и обсуждение».

Оценка вектора коэффициентов в каждом уравнении выполняется по стандартной матричной формуле:

$$\beta = (X^t X)^{-1} * X^t Y \quad (3)$$

где X – матрица регрессоров размерности n*k

($n=11$ наблюдений, $k=4$ –это константа плюс три предиктора),

Y– вектор зависимой переменной,

X^t– транспонированная матрица X.

По вектору остатков $e = Y - X\beta$ рассчитывается несмещённая оценка их дисперсии, на основе которой строится ковариационная матрица оценок коэффициентов; стандартные ошибки коэффициентов – квадратные корни диагональных элементов этой матрицы, а t-статистика для проверки значимости каждого коэффициента рассчитывается как отношение коэффициента к его стандартной ошибке, с $(n-k)$ степенями свободы (далее в таблицах– «ст.св.»; величина $n-k$ показывает, сколько независимых наблюдений остаётся для оценки изменчивости данных после того, как модель «израсходовала» часть наблюдений на оценку самих коэффициентов). Качество подгонки модели в целом оценивается через коэффициент детерминации R^2 и его скорректированный аналог, а статистическая значимость модели в целом – через F-статистику.

Малый объём выборки требует особого внимания к надёжности получаемых оценок, поэтому применение описанной процедуры МНК (метода наименьших квадратов) сопровождается двумя диагностическими проверками, результаты которых приводятся и содержательно интерпретируются в разделе «Результаты и обсуждение».

Во-первых, поскольку ВВП на душу населения и среднемесячная заработная плата теоретически способны отражать один и тот же макроэкономический процесс (соотношение денежных доходов населения и валютного курса), априори ожидается их взаимная корреляция, что создаёт риск мультиколлинеарности предикторов, ситуации, при которой отдельные коэффициенты регрессии становятся статистически нестабильными, хотя объясняющая способность модели в целом остаётся высокой.

Для формальной проверки этого предположения для каждого предиктора рассчитывается показатель VIF (variance inflation factor) по формуле:

$$VIF_j = \frac{1}{(1-R^2 j)} \quad (4)$$

где $R^2 j$ – коэффициент детерминации вспомогательной регрессии предиктора j на все остальные предикторы модели;

общепринятый критерий интерпретации:

VIF<5 – мультиколлинеарность несущественна,

5<=VIF<=10 – повышенная,

VIF>10 – критическая, при которой соответствующий коэффициент не подлежит надёжной содержательной интерпретации.

Во-вторых, поскольку анализируемые данные представляют собой временной ряд, остатки регрессии потенциально могут быть автокоррелированы во времени, что нарушает предпосылку МНК о независимости ошибок; для проверки этого предположения используется статистика Дарбина-Уотсона, значение которой около 2 указывает на отсутствие автокорреляции первого порядка.

Наконец, если диагностика выявит критическую мультиколлинеарность, для проверки устойчивости содержательных выводов дополнительно оценивается упрощённая спецификация модели, исключающая один из коррелированных предикторов, – совпадение направления и значимости оставшихся коэффициентов в основной и упрощённой моделях будет свидетельствовать о том, что содержательный вывод не является артефактом конкретного набора включённых переменных.

Исходя из изложенной методологии и рассмотренных во введении теоретических представлений о миграционном поведении, сформулированы следующие гипотезы:

– H1: уровень безработицы положительно и значимо влияет на эмиграционное сальдо обоих полов.

– H2: рост заработной платы внутри страны отрицательно связан с эмиграционным сальдо для обоих полов.

– H3: сила влияния экономических детерминант на миграционное поведение статистически различается между мужчинами и женщинами.

Материалы

Для эмпирической проверки сформулированных выше гипотез с помощью описанной методологии использованы следующие материалы-официальные статистические данные Республики Казахстан за 2014–2024 гг. (n = 11 годовых наблюдений):

– Внешняя миграция по полу (прибытие/выбытие): Бюро национальной статистики (БНС) АСПиР РК, ИАС «Талдау» (taldau.stat.gov.kz), показатели «Внешняя миграция по всем потокам» (КСП 613201, 613202). Сверено с официальными агрегированными итогами БНС – полное совпадение. Период начинается с 2014 г. – показатель в «Талдау» за 2010–2013 гг. не публикуется.

– Уровень безработицы, %: официальная статистика занятости РК (методология МОТ), БНС АСПиР РК.

– Среднемесячная заработная плата, USD: БНС РК, динамические ряды по оплате труда (stat.gov.kz) (показатель уже в долларовом эквиваленте).

– ВВП на душу населения, USD– Всемирный банк (WDI, data.worldbank.org) за 2021–2024 гг.; за 2014–2020 гг. рассчитан автором на основе номинального ВВП РК (БНС), оценочной численности населения и подразумеваемого курса USD/KZT, определённого как отношение номинальной зарплаты в тенге к зарплате в USD за соответствующий год по данным БНС. Корректность такого расчёта была проверена сопоставлением с независимо подтверждённым значением 2021 г. (9984 USD, World Bank)-расхождение составило менее 5 %.

Полный массив собранных материалов, включая производную от них зависимую переменную (сальдо миграции), представлен и подробно рассматривается в начале следующего раздела (Таблица 1), поскольку именно оттуда логически начинается изложение результатов.

Результаты и обсуждение

Применение описанной в разделе «Материалы и методы» процедуры к собранным данным дало следующие результаты.

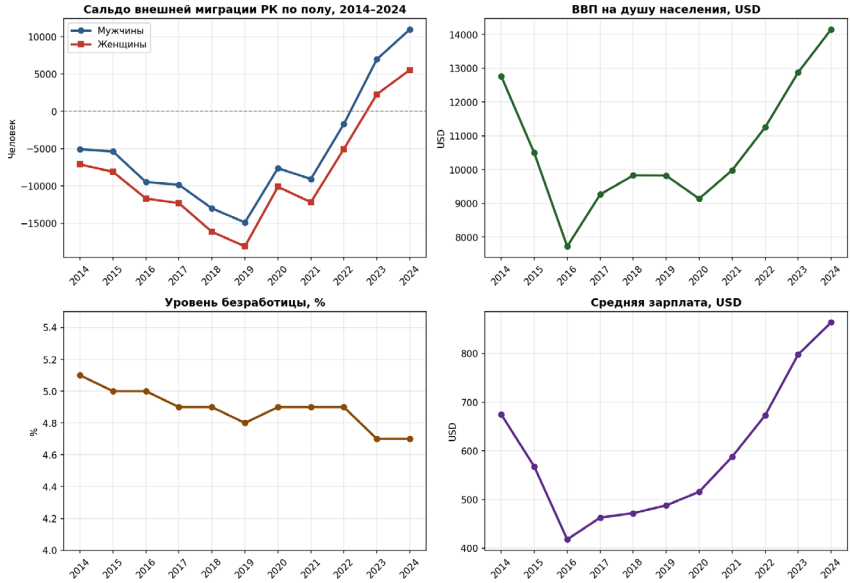
Прежде всего, на основе собранных статистических рядов была рассчитана зависимая переменная модели- чистое сальдо внешней миграции по полу (Net_t = Прибытие t – Выбытие t). Итоговый массив данных, использованных на всех последующих этапах анализа, представлен в Таблице 1.

Таблица 1 – Исходные данные для эконометрического анализа, 2014–2024 гг.

Год	Прибытие, муж	Прибытие, жен	Выбытие, муж	Выбытие, жен	Сальдо, муж	Сальдо, жен	ВВП/душу, USD	Безработица, %	Зарплата, USD
2014	8088	8696	13151	15795	-5063	-7099	12768,4	5,1	675
2015	8105	8476	13474	16573	-5369	-8097	10495,9	5,0	568
2016	6427	7328	15894	19006	-9467	-11678	7725,6	5,0	418
2017	7469	8126	17301	20424	-9832	-12298	9265,6	4,9	463
2018	6057	6690	19045	22823	-12988	-16133	9828,4	4,9	472
2019	5932	6323	20810	24415	-14878	-18092	9824,7	4,8	488
2020	5677	5693	13287	15801	-7610	-10108	9138,7	4,9	516
2021	5393	5646	14450	17806	-9057	-12160	9984,0	4,9	588
2022	8884	8541	10569	13578	-1685	-5037	11255,0	4,9	673
2023	13888	11499	6895	9199	6993	2300	12879,0	4,7	798
2024	16810	12472	5817	6915	10993	5557	14155,0	4,7	864

Примечание – Прибытие/Выбытие/Сальдо измеряется в «человек»;
Источники данных, столбцы:
«Прибытие», «Выбытие» – ИАС «Талдау» https://taldau.stat.gov.kz/ru/NewIndex/GetIndex/2929752?keyword=, https://taldau.stat.gov.kz/ru/NewIndex/GetIndex/2929753?keyword=
«Безработица» – Бюро национальной статистики АСПиР РК https://stat.gov.kz/ru/industries/labor-and-income/stat-empt-unempl/ ;
«Зарплата» – Бюро национальной статистики АСПиР РК, динамические ряды по оплате труда https://stat.gov.kz/ru/industries/labor-and-income/stat-wags/ ;
«ВВП/душу» за 2021–2024 гг. – World Bank, World Development Indicators (data.worldbank.org), за 2014–2020 гг. – расчёт автора (см. раздел 3.2).
Столбцы «Сальдо» рассчитаны автором как разность «Прибытие» – «Выбытие».

Для наглядности представленные в Таблице 1 показатели визуализированы на Рисунке 1.



Примечание– составлено автором по данным Таблицы 1

Рисунок 1 – Динамика сальдо внешней миграции по полу, ВВП на душу населения, уровня безработицы и среднемесячной заработной платы, Республика Казахстан, 2014–2024 гг.

Визуальный анализ динамики четырёх переменных выявляет ряд закономерностей, важных для последующей интерпретации регрессионных результатов.

Сальдо внешней миграции демонстрирует характерную V-образную траекторию: отток населения (отрицательное сальдо) усиливался практически монотонно с 2014 по 2019 гг., достигнув минимума в 2019 г. (-14878 у мужчин и -18092 у женщин), после чего, за исключением временного смягчения в пандемийном 2020 г. – тенденция к оттоку сохранялась вплоть до 2021 г.

Начиная с 2022 г. происходит резкий и устойчивый разворот в сторону притока населения: к 2024 г. сальдо становится положительным и для мужчин (+10993), и для женщин (+5557).

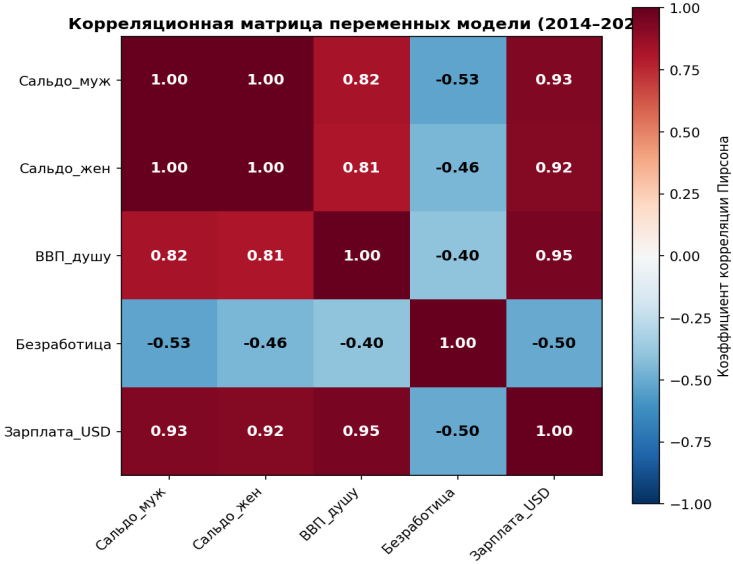
Одновременно ВВП на душу населения и заработная плата демонстрируют выраженный и практически синхронный провал в 2016 г. (ВВП/душу – 7726 USD против 12768 USD в 2014 г.; зарплата – 418 USD против 675 USD),

отражающий последствия девальваций тенге 2014 и 2015 гг., с последующим плавным восстановлением к 2024 г.

В отличие от этих трёх показателей, уровень безработицы демонстрирует низкую вариацию на протяжении всего периода (4,7-5,1 %, колебание чуть более 0,4 п.п. за 11 лет). Такая ограниченная вариативность предиктора априори снижает вероятность обнаружения статистически значимой связи с зависимой переменной даже при наличии содержательной взаимосвязи, что подтверждается далее результатами регрессии.

Визуальное совпадение траекторий ВВП/душу и заработной платы уже на этапе описательного анализа сигнализирует о вероятной мультиколлинеарности этих двух предикторов, однако простое визуальное наблюдение по одному графику не является формальной статистической проверкой [4].

Чтобы количественно оценить силу связи между всеми парами переменных одновременно, на основе данных Таблицы 1 была построена корреляционная матрица (Рисунок 2): для каждой пары из пяти переменных (сальдо мужчин, сальдо женщин, ВВП/душу, безработица, зарплата) рассчитан коэффициент корреляции Пирсона.



Примечание – рассчитано автором на основе данных Таблицы 1

Рисунок 2 – Корреляционная матрица переменных модели (коэффициенты корреляции Пирсона), 2014–2024 гг.

Корреляционная матрица подтверждает и количественно уточняет визуальные наблюдения по Рисунку 1: коэффициент корреляции между ВВП на душу населения и заработной платой составляет r = 0,95, т.е переменные действительно движутся практически синхронно, что уже на предварительном этапе указывает на структурную мультиколлинеарность. Показательно также, что сальдо миграции мужчин и женщин коррелируют между собой практически идеально (r=0,996), оба потока движутся в общем экономическом цикле синхронно. Этот факт станет ключевым при интерпретации гипотезы о гендерной асимметрии в конце раздела.

Обнаруженная в Таблице 2 высокая парная корреляция между ВВП/душу и зарплатой сама по себе является лишь предварительным сигналом: простая попарная корреляция не тождественна формальной диагностике мультиколлинеарности в множественной регрессии с тремя и более предикторами, поскольку не учитывает одновременное влияние остальных переменных [4].

Поэтому в соответствии с методикой, описанной в разделе «Материалы и методы», была проведена формальная диагностика через показатель VIF (variance inflation factor), рассчитываемый по формуле (4), описанной в разделе «Методы», где R^2_j – коэффициент детерминации вспомогательной регрессии предиктора j на все остальные предикторы модели [4].

Конкретно это означает следующую последовательность расчётов: для получения VIF по ВВП/душу строится вспомогательная регрессия «ВВП/душу ~ Безработица + Зарплата» на тех же 11 наблюдениях Таблицы 1. Коэффициент детерминации этой регрессии составил $R^2 = 0,912$, откуда VIF ВВП/душу = 1/(1−0,912) = 11,37.

Аналогично для зарплаты строится регрессия «Зарплата ~ ВВП/душу + Безработица» ($R^2 = 0,921$, VIF = 1/(1−0,921) = 12,70), а для безработицы – регрессия «Безработица ~ ВВП/душу + Зарплата» ($R^2 = 0,306$, VIF = 1/(1−0,306) = 1,44). Результаты сведены в Таблице 3.

Таблица 3 – Результаты диагностики VIF (полная модель)

Предиктор	R^2 вспомогательной регрессии	VIF	Оценка
ВВП/душу, USD	0,912	11,37	Критическая мультиколлинеарность
Безработица, %	0,306	1,44	Приемлемо
Зарплата, USD	0,921	12,70	Критическая мультиколлинеарность

Результаты подтвердили предварительное наблюдение: VIF для ВВП/душу и зарплаты составил 11,37 и 12,70 соответственно, что превышает общепринятый в эконометрической литературе критический порог VIF > 10 [4] – это содержательно ожидаемый результат, поскольку оба показателя отражают, по сути, один и тот же макроэкономический цикл.

Уровень безработицы, чья низкая динамика уже отмечалась при обсуждении Рисунка 1, демонстрирует VIF = 1,44, что расценивается как приемлемое значение, поскольку оно заметно ниже порога VIF = 5, используемого в качестве границы умеренной мультиколлинеарности [4], то есть безработица статистически достаточно независима от двух остальных предикторов, и коэффициент при ней в регрессии можно интерпретировать содержательно.

Практическое следствие обнаруженной критической мультиколлинеарности состоит в том, что индивидуальные коэффициенты при ВВП/душу и Зарплате в совместной модели не подлежат надёжной содержательной интерпретации по отдельности, хотя объясняющая способность модели в целом, как показано ниже, остаётся высокой. Именно поэтому далее в разделе, вслед за результатами полной модели, приводится дополнительная robustness-проверка на упрощённой спецификации – стандартный в эконометрической практике приём, применяемый именно в ситуациях диагностированной мультиколлинеарности [4].

С учётом этой оговорки, оценка полной модели (ВВП/душу + Безработица + Зарплата) методом МНК, формула которого приведена в разделе «Материалы и методы, применённым к данным Таблицы 1, дала следующие результаты.

Для оценки того, насколько хорошо построенная модель в целом описывает данные (а не только отдельные коэффициенты), наряду с самими коэффициентами приводятся стандартные показатели качества регрессии:

R^2 – доля вариации сальдо миграции, объяснённая моделью;

скорректированный R^2 – та же доля с поправкой на число предикторов (нужен для корректного сравнения полной модели с тремя предикторами и упрощённой модели с двумя, приводимой ниже);

F-статистика – проверяет, объясняет ли модель в целом статистически значимо больше, чем случайное разбросание точек.

Эти показатели- обязательный минимум для любой регрессионной таблицы в эконометрической статье, поэтому они включены в таблицы ниже отдельной строкой.

Таблица 4а – Результаты МНК-оценки – МУЖЧИНЫ (n = 11, ст.св. = 7)

Переменная	b	SE	t	p
Константа	-19751,26	47470,70	-0,42	0,690
ВВП/душу, USD	-2,56	1,69	-1,52	0,173
Безработица, %	-1521,06	9424,04	-0,16	0,876
Зарплата, USD	83,01	23,68	3,51	0,010***
R^2 = 0,899; скорректированный R^2 = 0,856; F(3,7) = 20,78 (p = 0,001); статистика Дарбина-Уотсона = 1,33				

Таблица 4б – Результаты МНК-оценки - ЖЕНЩИНЫ (n = 11, ст.св. = 7)

Переменная	b	SE	t	p
Константа	-48965,94	46410,49	-1,06	0,326
ВВП/душу, USD	-2,60	1,65	-1,58	0,159
Безработица, %	4216,27	9213,57	0,46	0,661
Зарплата, USD	80,36	23,15	3,47	0,010***
R^2 = 0,881; скорректированный R^2 = 0,831; F(3,7) = 17,35 (p = 0,001); статистика Дарбина-Уотсона = 1,43				

Примечание к Таблицам 4а и 4б.

*** означает статистическую значимость коэффициента на 1 %-ном уровне (p<0,01) – только этот уровень значимости встречается в данных таблицах, остальные коэффициенты статистически не отличаются от нуля.

b– нестандартизованный коэффициент регрессии (на сколько единиц в среднем меняется сальдо миграции при изменении предиктора на одну единицу);

SE – стандартная ошибка коэффициента;

t– t-статистика (отношение b к SE);

p– вероятность получить такой или более сильный результат при условии, что истинный коэффициент равен нулю.

Статистика Дарбина-Уотсона проверяет остатки регрессии на автокорреляцию во времени (методика в разделе «Материалы и методы»); полученные значения не указывают на её выраженное наличие, но при *n=11* не позволяют и строго её исключить, поэтому приводятся как дополнительная, не решающая диагностика.

Единственным статистически значимым предиктором в обеих моделях выступает среднемесячная заработная плата (p = 0,010 для обоих полов). Коэффициент положителен: рост средней зарплаты на 1 USD ассоциирован с увеличением сальдо миграции примерно на 83 человека (мужчины)

и 80 человек (женщины) в год – то есть рост внутренних доходов сдерживает эмиграционный отток и/или стимулирует возвратную миграцию, что полностью согласуется с гипотезой H2 и теоретическими положениями модели трудовой миграции Харриса-Тодаро [5; 6], связывающей миграционное решение с ожидаемым, а не текущим разрывом в доходах.

Отметим, что использованный в модели показатель-общестрановая средняя зарплата без разбивки по полу; при этом гендерный разрыв в оплате труда внутри РК не сокращается, а нарастает, по сообщениям деловых СМИ со ссылкой на данные Бюро национальной статистики, он вырос с 25 % в 2020 г. до 28,2 % в 2025 г. [7], а в отдельных регионах (например, Мангистауская область) уже превышает 50% [8], что заметно выше среднемирового ориентира МОТ в 16–22 % [9].

Схожая асимметрия задокументирована и на микроуровне в зарубежных исследованиях: например, анализ гендерного разрыва в оплате труда именно трудовых мигрантов (на данных КНР за 2015–2020 гг.) показывает, что разрыв в занятости и зарплате мигрантов-женщин по сравнению с мужчинами объясняется не только различиями в трудовых характеристиках, но и остаточной гендерной дискриминацией [10], и это подкрепляет обозначенное здесь направление для последующего уточнения модели с использованием раздельных по полу показателей зарплаты.

Коэффициент при ВВП/душу отрицателен и статистически незначим в обеих моделях, однако, учитывая диагностированную выше критическую мультиколлинеарность, это не следует интерпретировать содержательно как «рост ВВП снижает приток мигрантов»: отрицательный знак означает, что это типичный артефакт нестабильности коэффициентов при коррелированных предикторах, а не устойчивый эмпирический результат.

Безработица также статистически незначима в обеих моделях ($p = 0{,}876$ и 0,661) – гипотеза H1 не подтверждается. Помимо низкой вариативности этого предиктора, отмеченной при обсуждении Рисунка 1, данный результат согласуется с рядом эмпирических работ по миграционным моделям на постсоветском пространстве, где влияние региональной безработицы также оказывалось неустойчивым при включении переменной заработной платы, тогда как реальная зарплата сохраняла устойчивую значимость.

Чтобы убедиться, что значимость зарплаты- устойчивый результат, а не следствие диагностированной мультиколлинеарности, была дополнительно оценена упрощённая спецификация без ВВП/душу (Зарплата + Безработица) – сама идея такой robustness-проверки (повторная оценка модели после исключения коррелированного предиктора для проверки устойчивости оставшихся коэффициентов) является стандартной рекомендацией

эконометрической методологии именно для случаев диагностированной критической мультиколлинеарности [11], что и предопределило её включение в план настоящего исследования (раздел «Материалы и методы»).

Таблица 5а – Упрощённая модель – МУЖЧИНЫ (n = 11, ст.св. = 8)

Переменная	b	SE	t	p	VIF
Константа	-8112,45	50501,93	-0,16	0,876	–
Безработица, %	-5367,42	9784,37	-0,55	0,598	1,34
Зарплата, USD	49,06	8,28	5,93	0,000***	1,34
R^2 = 0,866; скорректированный R^2 = 0,832; F(2,8) = 25,83 (p<0,001)					

Таблица 5б – Упрощённая модель – ЖЕНЩИНЫ (n = 11, ст.св. = 8)

Переменная	b	SE	t	p	VIF
Константа	-37137,44	49863,24	-0,74	0,478	–
Безработица, %	307,22	9660,63	0,03	0,975	1,34
Зарплата, USD	45,86	8,17	5,61	0,001***	1,34
R^2 = 0,839; скорректированный R^2 = 0,799; F(2,8) = 20,90 (p = 0,001).					

Примечание к Таблицам 5а и 5б:
условные обозначения (b, SE, t, p, ***) – см. примечание под Таблицами 4а/4б.

Столбец VIF здесь приведён повторно: именно его снижение до 1,34 (против ~12 в полной модели) и является предметом данной robustness-проверки.

При устранении мультиколлинеарности (VIF снижается с ~12 до приемлемого 1,34) значимость эффекта зарплаты не только сохраняется, но даже усиливается (p снижается с 0,010 до <0,001 у мужчин; с 0,010 до 0,001 у женщин), а величина t-статистики возрастает более чем в полтора раза. Это подтверждает, что положительное влияние заработной платы на миграционное сальдо- устойчивый результат, не зависящий от конкретной спецификации модели, тогда как незначимость безработицы и нестабильность коэффициента ВВП/душу, зафиксированные в полной модели, ожидаемое следствие структуры данных, а не содержательные находки.

Наконец, сопоставим полученные оценки с гипотезой Н3 о гендерной асимметрии. Коэффициенты при Зарплате близки по величине у мужчин (b~83,0 в полной модели / 49,1 в упрощённой) и женщин (b~80,4 / 45,9) – различие не достигает практической или статистической значимости при данном объёме выборки, то есть Н3 не подтверждается в её сильной форме (о принципиально разной чувствительности полов к экономическим детерминантам). Это согласуется с отмеченным выше при обсуждении

Таблицы 2 фактом: сальдо миграции мужчин и женщин коррелируют между собой практически идеально (r = 0,996), то есть оба потока движутся в общем экономическом цикле практически синхронно – в такой ситуации структурно маловероятно обнаружить сильно различающиеся коэффициенты чувствительности при использовании общих для обоих полов агрегированных макроэкономических предикторов.

Тем не менее содержательно значимая гендерная асимметрия обнаруживается – но не в коэффициентах регрессии, а в структуре самого сальдо, уже показанной на Рисунке 1: до 2022 г. отрицательное сальдо женщин устойчиво превышало соответствующий показатель мужчин по абсолютной величине, тогда как с 2023-2024 гг. – уже мужское положительное сальдо превышает женское. Это указывает на то, что гендерная асимметрия в миграционном поведении населения Казахстана носит скорее структурный/композиционный характер (различия в базовых уровнях миграционной активности по полу), чем характер различной чувствительности к рассмотренным макроэкономическим детерминантам.

Информация о финансировании

Данное исследование финансируется Комитетом науки Министерства науки и высшего образования Республики Казахстан (грант № AP26103509 «Гендерный аспект внешней миграции и адаптации мигрантов в Казахстане»)

Выводы

Настоящее исследование представляет собой попытку количественной, эконометрической оценки гендерных детерминант внешней миграции населения на основе официальных статистических данных за 2014–2024 гг.

Основные результаты:

1 Гипотеза о сдерживающем влиянии заработной платы на эмиграционный отток (H2) подтвердилась для обоих полов: среднемесячная заработная плата- единственный устойчиво значимый экономический детерминант эмиграционного сальдо, её рост статистически значимо и содержательно сдерживает чистый отток населения. Результат устойчив к спецификации модели (сохраняется как в полной, так и в упрощённой robustness-версии), что подтверждается ростом t-статистики и снижением p-значения при устранении мультиколлинеарности (раздел «Результаты и обсуждение»).

2 Гипотеза о значимом влиянии уровня безработицы (H1) не подтвердилась, что согласуется с рядом эмпирических работ по миграции на постсоветском пространстве, где заработная плата систематически оказывается более сильным предиктором, чем безработица.

3 Гипотеза о выраженной гендерной асимметрии в «чувствительности» к экономическим детерминантам (H3) не подтвердилась в сильной форме

– коэффициенты при заработной плате близки по величине у мужчин и женщин. Вместо этого гендерная асимметрия проявляется на уровне структуры самого миграционного сальдо: до 2022 г. женщины формировали устойчиво больший отрицательный вклад в отток, тогда как разворот в приток 2023–2024 гг. сопровождается уже опережающим ростом положительного сальдо у мужчин.

Результаты указывают, что миграционная и демографическая политика, направленная на снижение эмиграционного оттока (в том числе женского), может быть более эффективной при фокусе на политике доходов (рост реальных заработных плат), нежели исключительно на показателях занятости/безработицы, поскольку именно доходная переменная демонстрирует устойчивую статистическую значимость.

Малый объём выборки (n = 11 годовых наблюдений), обусловленный доступностью сопоставимых данных по гендерному разрезу миграции в открытых источниках Казахстана только начиная с 2014 г. ограничивает статистическую мощность тестов и не позволяет включить в модель полный набор теоретически релевантных детерминант (в частности, показатели миграционных сетей/накопленной диаспоры) без критической потери степеней свободы. Также использованная спецификация- агрегированная по стране в целом, без разбивки по странам-партнёрам, что не позволяет протестировать гравитационные (расстояние, общая граница) детерминанты.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1 Дорогу девушкам: как происходит феминизация миграции в мире // РБК Тренды. – 2023. [Электронный ресурс]. – URL: https://trends.rbc.ru/trends/social/634fd4899a7947019b4d98c4

2 Гендерные аспекты в процессе миграции и по возвращении: из опыта женщин Кыргызстана и Таджикистана / Международная организация по миграции (МОМ). – 2026. [Электронный ресурс].– URL: https://dtm.iom.int/sites/g/files/tmzbdl1461/files/reports/Gender%20Aspects%20in%20Migration%20and%20Return%20in%20Kyrgyzstan%20and%20Tajikistan_RUS_26012026_v3.pdf

3 **Lipková, L.** Labour migration in Central Asia. Economic factors of influence // Economic Annals-XXI. – 2020. – Vol. 184, № 7-8. – P. 38–48. – https://doi.org/10.21003/ea.V184-04

4 **Gujarati, D. N.** Basic Econometrics. – 5th ed. – New York : McGraw-Hill, 2009. – 922 p.

5 **Harris, J. R.** Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis // American Economic Review. – 1970. – Vol. 60. – № 1. – P. 126–142.

6 **Todaro, M. P.** A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries // American Economic Review. – 1969. – Vol. 59, № 1. – P. 138–148.

7 Женщины в Казахстане зарабатывают на 28 % меньше // Inbusiness.kz. – 2026. [Электронный ресурс]. – URL: https://inbusiness.kz/index.php/ru/last/zhenshiny-v-kazahstane-zarabatyvayut-na-28-menshe

8 Гендерный разрыв в оплате труда в Казахстане сохраняется // Kapital.kz. – 2026. [Электронный ресурс]. – URL: https://kapital.kz/economic/146698/gendernyj-razryv-v-oplate-truda-v-kazahstane-sohranyaetsya.html

9 Гендерный разрыв в оплате труда // Институт экономических исследований РК. [Электронный ресурс]. – URL: https://eri.kz/ru/Mnenija/id=456

10 **Li, L.** Gender wage gap of migrant workers and its root causes: Gender discrimination or labor endowment? // Journal of Asian Economics. – 2025. – Vol. 100. – Art. 101988. – https://doi.org/10.1016/j.asieco.2025.101988

11 **Stark, O.** The Migration of Labor. – Oxford and Cambridge, MA : Basil Blackwell, 1991. – 406 p.

REFERENCES

1 Dorogu devushkam: kak proiskhodit feminizaciya migracii v mire [Make way for the girls: how is the feminization of migration taking place in the world] // RBK Trendy. – 2023. [Electronic resource]. – URL: https://trends.rbc.ru/trends/social/634fd4899a7947019b4d98c4

2 Gendernye aspekty v processe migracii i po vozvrashchenii: iz opyta zhenshchin Kyrgyzstana i Tadzhikistana [Gender aspects in the process of migration and upon return: from the experience of women in Kyrgyzstan and Tajikistan] / Mezhdunarodnaya organizaciya po migracii (MOM). – 2026. [Electronic resource]. – URL: https://dtm.iom.int/sites/g/files/tmzbdl1461/files/reports/Gender%20Aspects%20in%20Migration%20and%20Return%20in%20Kyrgyzstan%20and%20Tajikistan_RUS_26012026_v3.pdf

3 **Lipková, L.** Labour migration in Central Asia. Economic factors of influence // Economic Annals-XXI. – 2020. – Vol. 184, № 7–8. – P. 38–48. – https://doi.org/10.21003/ea.V184-04

4 **Gujarati, D. N.** Basic Econometrics. – 5th ed. – New York : McGraw-Hill, 2009. – 922 p.

5 **Harris, J. R.** Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis // American Economic Review. – 1970. – Vol. 60, № 1. – P. 126–142.

6 **Todaro, M. P.** A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries // American Economic Review. – 1969. – Vol. 59, № 1. – P. 138–148.

7 Zhenshchiny v Kazahstane zarabatyvayut na 28% men'she [Women in Kazakhstan earn 28% less] // Inbusiness.kz. – 2026. [Electronic resource]. – URL: https://inbusiness.kz/index.php/ru/last/zhenshiny-v-kazahstane-zarabatyvayut-na-28-menshe

8 Gendernyj razryv v oplate truda v Kazahstane sohranyaetsya [he gender pay gap persists in Kazakhstan] // Kapital.kz. – 2026. [Electronic resource]. – URL: https://kapital.kz/economic/146698/gendernyj-razryv-v-oplate-truda-v-kazahstane-sohranyaetsya.html

9 Gendernyj razryv v oplate truda [Gender pay gap] // Institut ekonomicheskih issledovanij RK. [Electronic resource]. – URL: https://eri.kz/ru/Mnenija/id=456

10 **Li, L.** Gender wage gap of migrant workers and its root causes: Gender discrimination or labor endowment? // Journal of Asian Economics. – 2025. – Vol. 100. – Art. 101988. – https://doi.org/10.1016/j.asieco.2025.101988.

11 **Stark, O.** The Migration of Labor. – Oxford and Cambridge, MA : Basil Blackwell, 1991. – 406 p.

Поступило в редакцию 08.05.26.
Поступило с исправлениями 19.08.26.
Принято в печать 28.08.26.

*С. Т. Абеуова[1], *Д. М. Саттыбаева[2], А. Т. Абдикаримова[3], Г. Ж. Абдраманова[4], Г. И. Гимранова[5]*
[1,2,3,5]Қазтұтынуодағы Қарағанды университеті,
Қазақстан Республикасы, Қарағанды қ.;
[4]Орталық Азия инновациялық университеті,
Қазақстан Республикасы, Шымкент қ.
08.05.26 ж. баспаға түсті.
19.08.26 ж. түзетулерімен түсті.
28.08.26 ж. басып шығаруға қабылданды.

ҚАЗАҚСТАННЫҢ СЫРТҚЫ КӨШІ-ҚОНЫНЫҢ ГЕНДЕРЛІК ДЕТЕРМИНАНТТАРЫ: 2014–2024 ЖЫЛДАРДАҒЫ САНДЫҚ ТАЛДАУ

Мақала Қазақстан халқының сыртқы көші-қонының гендерлік детерминанттарын сандық бағалауға арналған. ҚР Ұлттық статистика бюросының 2014–2024 жылдарға арналған ресми статистикалық деректері негізінде ерлер мен әйелдер үшін уақыт қатарын регрессиялық талдау (ең кіші квадраттар әдісі) көмегімен ЖІӨ-нің жан басына шаққандағы әсері, жұмыссыздық деңгейі және сыртқы көші-қон сальдосына орташа айлық жалақы бағаланады. Жалақы екі жыныс үшін де тұрақты маңызды детерминант болып табылады: оның өсуі эмиграцияның кетуін статистикалық тұрғыдан айтарлықтай тежейді. Экономикалық детерминанттарға сезімталдықтың айқын гендерлік асимметриясы туралы гипотеза коэффициенттердің күшіне қатысты расталмады, алайда 2022 жылдан кейінгі көші-қон сальдосының динамикасында құрылымдық гендерлік асимметрия анықталды. Нәтижелер көші-қон теориялары аясында талқыланады (Тодаро моделі, көші-қонның жаңа экономикалық теориясы) және ҚР көші-қон саясаты үшін практикалық маңызы бар.

Кілтті сөздер: гендерлік көші-қон, сыртқы көші-қон, көші-қон детерминанттары, регрессиялық талдау, көші-қонды феминизациялау, еңбек нарығы.

*S. T. Abeuova[1], *D. M. Satybaeva[2], A. T. Abdikarimova[3], G. J. Abdramanova[4], G. I. Gimranova[5]*
[1,2,3,5]Karaganda University of Kazpotrebsoyuz,
Republic of Kazakhstan, Karaganda;
[4]Central Asian Innovation University,
Republic of Kazakhstan, Shymkent.
Received 08.05.26.
Received in revised form 19.08.26.
Accepted for publication 28.08.26.

GENDER DETERMINANTS OF KAZAKHSTAN'S EXTERNAL MIGRATION: QUANTITATIVE ANALYSIS FOR 2014-2024.

The article is devoted to the quantitative assessment of the gender determinants of the external migration of the population of Kazakhstan. Based on official statistical data from the Bureau of National Statistics of the Republic of Kazakhstan for 2014–2024, the impact of GDP per capita, unemployment and average monthly wages on the balance of external migration is assessed separately for men and women using regression analysis of the time series (LSM – least squares method). It has been established that the only consistently significant determinant for both sexes is wages: their growth significantly restrains emigration. The hypothesis of a pronounced gender asymmetry in sensitivity to economic determinants has not been confirmed with respect to the strength of the coefficients, but a structural gender asymmetry in the dynamics of the migration balance after 2022 has been identified. The results are discussed in the context of migration theories (the Todaro model, the new economic theory of migration) and have practical significance for the migration policy of the Republic of Kazakhstan.

Keywords: gender migration, external migration, determinants of migration, regression analysis, feminization of migration, labor market.

Теруге 07.09.2026 ж. жіберілді. Басуға 30.09.2026 ж. қол қойылды.
Электронды баспа
3,25 Mb RAM
Шартты баспа табағы 30,2
Компьютерде беттеген: З. С. Искакова
Корректоры: А. Р. Омарова, Д. А. Кожас
Тапсырыс № 4598

Сдано в набор 07.09.2026 г. Подписано в печать 30.09.2026 г.
Электронное издание
3,25 Mb RAM
Усл.п.л. 30,2
Компьютерная верстка: З. С. Искакова
Корректорлар: А. Р. Омарова, Д. А. Кожас
Заказ № 4598

«Toraighyrov University» баспасынан басылып шығарылған
Торайғыров университеті
140008, Павлодар қ., Ломов к., 64, 137 каб.

«Toraighyrov University» баспасы
Торайғыров университеті
140008, Павлодар қ., Ломов к., 64, 137 каб.
8 (7182) 67-36-69
e-mail: kereku@tou.edu.kz
www.vestnik.tou.edu.kz
www.vestnik-economic.tou.edu.kz