

Связь между безработицей и промышленным производством: подход Фурье со структурными сдвигами



Мурат ГУНДУЗ
Ушакский университет
Ушак, Турция, 64000, кампус Эйлюль
E-mail: murat.gunduz@usak.edu.tr
ORCID: 0000-0003-0006-8796

Аннотация. Цель работы заключалась в исследовании долгосрочной связи между безработицей и промышленным производством во время структурных сдвигов в Соединенных Штатах Америки. Для анализа этой связи использовались ежемесячные данные индекса промышленного производства и информация об уровне безработицы в период между январем 1948 и октябрём 2018 года. С помощью KPSS-теста стационарности Фурье была обнаружена стационарность используемого временного ряда. Это позволило провести анализ, в том числе при наличии структурных сдвигов. Однако ни в одном ряду стационарность не наблюдалась. После этого был проведен коинтеграционный анализ Фурье – Шина с целью установить долгосрочную связь между индексом промышленного производства и уровнем безработицы. С учетом времени и формы существующих структурных сдвигов результаты этого теста отличались от других. Согласно коинтеграционному анализу, существует долгосрочная связь между уровнем безработицы в США и переменными индекса промышленного производства. Следовательно, внезапные структурные изменения индекса промышленного производства оказывают влияние на уровень безработицы в США в долгосрочной перспективе. После этого использовался метод наименьших квадратов со сдвигами Баи – Перрона, для того чтобы установить периоды структурных сдвигов и их коэффициенты. Было обнаружено, что подобные изменения происходили в 1958, 1974, 1990 и 2007 гг.

Ключевые слова: KPSS-тест стационарности Фурье, коинтеграция Фурье – Шина, рост, структурные сдвиги, уровень безработицы, промышленное производство.

Для цитирования: Гундуз М. Связь между безработицей и промышленным производством: подход Фурье со структурными сдвигами // Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз. 2020. Т. 13. № 3. С. 228–240. DOI: 10.15838/esc.2020.3.69.15

For citation: Gunduz M. The link between unemployment and industrial production: the Fourier approach with structural breaks. *Economic and Social Changes: Facts, Trends, Forecast*, 2020, vol. 13, no. 3, pp. 228–240. DOI: 10.15838/esc.2020.3.69.15

Введение

Первоначальный вклад в теорию роста происходил в два этапа – конец 1950-х и 1960-е гг.: тогда сформировалась неоклассическая модель роста. Значительную роль в этом процессе сыграл Роберт Солоу. Второй период, называемый внутренней теорией роста и «возглавляемый» Робертом Лукасом и Полом Ромером, относится к концу 1980-х и 1990-м гг. [1].

Законодателям важно знать, как именно рост ВВП на 1 п. п. снизит уровень безработицы. В 1962 году Артур Оукен предположил, что усиление экономического роста приводит к уменьшению уровня безработицы. Согласно этой теории, известной как закон Оукена, экономический рост (заявленный как увеличение объема производства) оказывает важное влияние на полную занятость. Иными словами, существует обратная взаимосвязь между увеличением выпуска продукции и уровнем безработицы [2]. Безработица является главной проблемой для экономических менеджеров по всему миру. Рост ее уровня, особенно в периоды экономического кризиса, создает серьезную проблему для обеспечения полной занятости – одной из макроэкономических целей всех стран. Безработица также считается одной из причин бедности и несправедливого распределения доходов [3]. Большинство людей получает большую часть своего дохода, работая по профессии. Это говорит о важности наличия возможностей для трудоустройства, обеспечения качества продукции, высоких доходов, условий для экономического роста и снижения уровня бедности. В развивающихся странах по-прежнему считается, что занятость оказывает важное влияние на развитие, в связи с чем при разработке политики в этой области особое внимание уделяется обеспечению занятости для сокращения масштабов нищеты [4].

После нефтяного кризиса 1970-х гг. США начали решать проблемы низкого экономического роста и высокого уровня безработицы. Такие ситуации, как увеличение занятости женщин на рынке труда, стабильной продуктивности и заработной платы, заставили экономистов обратить внимание на то, что связь между экономическим ростом и безработицей структурно изменилась. В связи с этим к закону Оукена начали относиться с подозрением. Исследования

показали, что коэффициент Оукена уменьшился с трех до двух [5]. Наряду с США промышленно развитые европейские страны борются с высоким циклическим уровнем безработицы. Это вызывает дискуссии среди экономистов о том, что подобные трудности проистекают из структурных проблем, а не из циклических ситуаций [6].

Цель нашей работы – выявить структурные сдвиги во взаимосвязи между безработицей и ростом, а также исследовать эту долгосрочную связь в свете структурных сдвигов. Причина, по которой индекс промышленного производства принимается за переменную, представляющую рост, заключается в том, что он позволяет лучше рассмотреть структурные изменения в производстве. Индекс промышленного производства отражает динамику выпуска продукции и подчеркивает структурные изменения в экономике [7]. По этой причине мы использовали подход коинтеграции Фурье, который допускает существование коинтеграционной зависимости при наличии структурных сдвигов. Таким образом, взаимосвязь между переменными может быть проанализирована для иллюстрации структурных изменений.

В представленном исследовании мы рассмотрели долгосрочную связь между индексом промышленного производства и уровнем безработицы, используя данные по США с января 1948 по октябрь 2018 года. Статья структурирована следующим образом: введение, где приводится общая информация; обзор литературы; раздел с объяснением метода, описанием данных и результатами анализа; заключение и список литературы.

Обзор литературы

Начиная с 1962 года, когда Артур Оукен обнаружил существование обратной взаимосвязи между экономическим ростом и уровнем безработицы, началось исследование проблемы. Отношение, известное как закон Оукена, было принято как структура, которой не требовалась обоснованная гипотеза [2]. После выхода статьи Оукена (1962) о взаимосвязи между экономическим ростом и безработицей экономисты приходили к похожим выводам, указывающим на то, что увеличение реального валового внутреннего продукта (ВВП) на 2–3% приводит к снижению безработицы на 1% [8].

В исследованиях присутствуют различные мнения, объясняющие динамику этой взаимосвязи. Согласно Meyer и Tasci (2012), взаимосвязь между макроэкономическими переменными сложнее, чем простая связь, установленная законом Оукена. Они утверждают: нет четких доказательств того, что связь между ростом производства и уровнем безработицы со временем становится стабильной, поэтому пока неясно, как именно повышение реального ВВП повлияет на уровень безработицы [9]. По мнению Chamberlin (2011), структурные изменения, происходящие со временем, не позволяют с легкостью объяснить взаимосвязь между уровнем безработицы и экономическим ростом. Причиной этого исследователь считает влияние структурных и циклических колебаний на уровень безработицы [10]. Akeju и Olanirekun (2014) утверждают, что система промышленного производства формируется в соответствии с изменением общего спроса. Таким образом, изменения на рынке труда влияют на уровень безработицы. Кроме того, ученые высказали мнение о том, что влияние темпов роста производства на безработицу является важным фактором борьбы с инфляцией [11]. Также существуют мнения, согласно которым изменения в общем объеме производства оказывают асимметричное влияние на уровень безработицы, уровень безработицы сильнее подвержен шокам в периоды сокращения экономики по сравнению с периодами ее расширения [6; 12–14].

Работы, касающиеся взаимосвязи между экономическим ростом и безработицей в США, буквально преследовали Оукена. Например, Blackley (1991) изучал обоснованность использования закона Оукена на государственном уровне в Соединенных Штатах Америки. Он определил, что эта связь существует в 26 штатах. Его исследование показало, что для снижения уровня безработицы в одном штате на 1% экономический рост там в среднем должен составить 3,1%. Различия в уровнях индустриализации и сферах деятельности штатов, а также в возрастном и гендерном распределении рабочей силы и налоговой политики повлияли на различия между штатами в отношении безработицы и экономического роста [15]. Однако Palley (1993) изменил закон Оукена, рассмотрев асимметричную структуру экономической системы США. Согласно результатам иссле-

дования, в 1974 году в коэффициенте Оукена был выявлен сдвиг. В то же время отмечалось увеличение коэффициента [13]. Подобным образом Silvarulle и его коллеги (2004) получили результаты, подтверждающие асимметричную связь экономического роста и безработицы. С помощью данных о послевоенном периоде в США авторы выявили, что влияние увеличения экономического роста на безработицу варьировалось в зависимости от снижения краткосрочного роста [14]. Guisinger с коллегами (2018) также подсчитали коэффициенты Оукена для каждого штата США в отдельности. Согласно результатам исследования, уровень высшего образования среди населения, более низкий уровень профсоюзной активности и непроизводственной занятости – главные причины различий коэффициентов в разных штатах [16].

Используя данные за период с 2002 по 2010 год по 358 метрополитенским статистическим ареалам (МСА) в США, Kusevic (2014) попытался применить закон Оукена, рассматривая национальные шоковые периоды и эффект пространственного распределения для исследуемых городов. Поскольку работа проводилась на уровне метрополий, а не штатов, автор сконцентрировался на том, чтобы установить, влияют ли на безработицу другие пространственные эффекты. Согласно результатам исследования, экономический рост в МСА оказал незначительное влияние на уровень безработицы в них. Следовательно, безработица на городском уровне на интегрированном рынке труда, таком как в США, зависит от изменений в соседних городах и на национальном рынке труда. Полученные результаты также показывают, что причины колебаний уровня безработицы в мегаполисах отличаются от таковых в других штатах [8].

Elshamy (2013), используя метод коинтеграции с данными за 1970–2010 гг., вычислил коэффициент Оукена для Египта (2,2%). В то же время ученый выявил существование коинтеграционной связи и обнаружил значимую взаимосвязь в краткосрочной и долгосрочной перспективе [3].

Dođru (2013) исследовал взаимосвязь между экономическим ростом и безработицей в Еврозоне, используя годовые данные за период 2000–2012 гг. В ходе анализа панельный коинтеграционный метод показал, что закон

Оукена обоснован, но расчетные коэффициенты оказались ниже, чем в США и других развитых странах. Доѓу определил, что коэффициенты Оукена в странах Еврзоны отличаются друг от друга [17].

Beaton (2010) проверил закон Оукена для США и Канады, используя метод нейтральной медианной оценки. Согласно результатам анализа, уровень безработицы в обеих странах очень чувствителен к увеличению темпов экономического роста и показывает структурную нестабильность [18].

Lee (2000) с помощью данных с 1955 по 1996 год проанализировал обоснованность закона Оукена для 16 стран Организации Экономического Сотрудничества и Развития (ОЭСР). Его выводы показывают, что закон Оукена был статистически достоверен для большинства стран, но коэффициенты между ними различались. Коэффициенты Оукена чувствительны с точки зрения первых разностных моделей и моделей разрыва. Ученый доказал наличие асимметричной взаимосвязи и довольно сильный эффект структурного сдвига, произошедшего в 1970-е годы [6].

Freeman (2000) измерил коэффициент Оукена, используя национальные и региональные данные США. Исследование показало, что значение коэффициента, измеряющего изменение соотношения экономического роста и уровня безработицы, составляет примерно 2 среди регионов во все периоды времени [5].

Moosa (1997) проверил реакционную взаимосвязь безработицы и экономического роста для стран G7 с использованием методов OLS, Rolling OLS и SUR. Согласно его выводам, самый высокий коэффициент Оукена высчитан для США, а самый низкий — для Японии. Выявлено, что причиной подобных расхождений могут быть различия рынков [19].

Altug и Gencer (2012) изучили переменные промышленного производства и занятости, исследовав циклические различия для развитых и развивающихся стран. В качестве метода они использовали цепь Маркова. В ходе исследования ученые рассмотрели взаимосвязь между безработицей и изменениями в экономическом цикле, принимая во внимание то, что изменения в промышленном производстве важны для определения переломных моментов в эконо-

мическом цикле. На основе этого они пришли к выводу о том, что развитые и развивающиеся страны взаимозависимы [20].

Akar и Sahin (2018) проанализировали, является ли наличие страховки по безработице автоматическим стабилизатором экономического цикла в Турции, принимая во внимание коинтеграцию Йохансена, векторную модель исправления ошибок (VECM), а также методы причинности по Грэнджеру для исследования взаимосвязи между индексом промышленного производства и безработицей. Ученые обнаружили краткосрочную причинно-следственную связь между пособием по безработице, уровнем безработицы и промышленным производством [21].

Michael, Emeka и Emmanuel (2016) рассмотрели взаимосвязь между безработицей и экономическим ростом в Нигерии, провели анализ коинтеграции и причинности для реального ВВП, расходов частного потребления и переменных уровня безработицы. Полученные результаты показали долгосрочную взаимосвязь между этими переменными. Согласно модели VECM, безработица оказывает обратное и значительное влияние на реальный ВВП. Существует односторонняя причинность от реального ВВП до безработицы [22].

Madito и Khumalo (2014) исследовали взаимосвязь между безработицей и экономическим ростом в Южной Африке, провели коинтеграционный анализ Йохансена, используя данные за период с первого квартала 1967 по четвертый квартал 2013 года. Для краткосрочного анализа они использовали метод VECM. Результаты показали четыре вектора коинтеграции и долгосрочную взаимосвязь. Согласно итогам исследования, 62% экономического роста корректируются каждые три месяца. Кроме того, существует отрицательная связь между экономическим ростом и безработицей [23].

Abbas (2014) изучал долгосрочную взаимосвязь между экономическим ростом и безработицей с помощью пограничного теста ARDL. Ученый использовал данные по Пакистану за 1990–2006 гг. В итоге он выявил существующую долгосрочную отрицательную связь между экономическим ростом и безработицей в городе. Долгосрочный коэффициент, полученный в ходе исследования, показал, что увеличение

экономического роста на 1% приведет к снижению безработицы на 1,65% в долгосрочной перспективе. Краткосрочные коэффициенты оказались не значимы [24].

Kangasharju, Tavera и Nijkamp (2012) рассматривали взаимосвязь между безработицей и экономическим ростом в регионах Финляндии, используя метод скрытой коинтеграции, который учитывает поперечную зависимость. Результаты исследования показали, что, даже несмотря на то, что коэффициенты невелики для регионов Финляндии, коинтеграционная зависимость существует. Кроме того, долгосрочная взаимосвязь между региональным производством и безработицей является асимметричной. Таким образом, влияние роста ВВП на безработицу в абсолютном выражении оказалось меньше, чем влияние снижения ВВП [25].

Kargi (2014) исследовал взаимосвязь между экономическим ростом и безработицей в странах ОЭСР. Несмотря на различия в коэффициентах 23 выбранных стран, гипотеза Оукена оказалась верной. Выявлена долгосрочная коинтеграционная связь между безработицей и экономическим ростом. В государствах с высокими темпами роста постоянный уровень безработицы обнаружить не удалось, но в странах с низкими темпами роста уровень безработицы был достаточно высок [26].

Palombi, Perman и Tavera (2015) изучали взаимосвязь между региональным производством и уровнем безработицы в Великобритании. Целью данного исследования послужило устранение проблемы горизонтальной перекрестной зависимости с использованием метода скрытой коинтеграции для панельных данных. Результаты показали скрытую коинтеграцию между безработицей и экономическим ростом. В то же время связь между экономическим ростом и безработицей в среднесрочной перспективе оказалась асимметричной, влияние роста ВВП на безработицу – меньше абсолютного значения влияния снижения ВВП. Таким образом, положительные и отрицательные шоки в ВВП оказывают ограниченное воздействие на безработицу в среднесрочной перспективе [27].

Вакуленко и Гурвич (2015) исследовали взаимосвязь между ВВП и уровнем безработицы в краткосрочной и долгосрочной перспективе для России. Установлено, что снижение про-

изводства влияет на безработицу сильнее, чем рост производства на занятость. Ученые доказали, что значение коэффициента Оукена, рассчитанного для России, близко к значениям развивающихся стран [28]. В другой работе, посвященной России, Yüksel (2016) проанализировал причинно-следственную связь между экономическим ростом, уровнем безработицы и инфляцией. В этом исследовании анализ причинности Грэнджера и Тода-Ямамото проводился с использованием данных за 1992–2014 гг. По его результатам установлено, что существует причинно-следственная связь между уровнем безработицы и ростом экономики в РФ [29]. Аналогичным образом изучалась связь безработицы и динамики производства в странах СНГ (Россия, Узбекистан, Украина, Беларусь, Молдова и Казахстан) в 2017 году. Согласно анализу для России, увеличение квартального экономического роста на 1% снижает уровень безработицы на 0,06%. Ученые определили, что взаимосвязь между экономическим ростом и уровнем безработицы в России стабильна с течением времени [30].

Метод

KPSS-тест стационарности Фурье

Вопрос о том, являются ли временные ряды стационарными, был впервые исследован в ходе их анализа. В 1980-х гг. разработаны первые тесты на стационарность [31; 32], в которых анализировалось уровневое состояние временного ряда наряду с его устойчивостью и/или тенденциями к взаимодействиям. Однако эти тесты игнорировали структурные сдвиги во временных рядах. Более поздние тесты на стационарность принимали во внимание структурные сдвиги [33; 34], однако также подвергались критике, поскольку место, количество и форма структурных сдвигов должны были быть определены заранее, а лишь затем включаться в модель. Развивая тест Квятковского – Филлипса – Шмидта – Шина (KPSS) с функцией Фурье, Becker, Enders и Lee (2006) разработали KPSS-тест стационарности Фурье. В нем рассматриваются структурные сдвиги в рядах, где не обязательно определять местоположение, число и форму [35]. Одним из наиболее важных преимуществ этого теста является то, что он учитывает не только значительные структурные изменения, но и менее заметные [36].

Веккер с коллегами [37] впервые сформулировали данные процессы производства (1) и (2):

$$y_t = X_t' \beta + Z_t' \gamma + r_t + \varepsilon_t. \quad (1)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t. \quad (2)$$

Здесь ε_t указывает на постоянную погрешность, u_t – на погрешность, распределенную идентично варианту σ_u^2 . Z_t используется для выявления сдвига, который может случиться в детерминированный срок.

Структура, нарушающая линейность, выражается уравнением (3) [38].

$$Z_t = \left[\sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \right]'. \quad (3)$$

Z_t – вектор, который выражает расширение Фурье и включает в себя тригонометрические данные. Переменная k показывает частотные значения, t – период тенденции, T – размер выборки. $X_t = [1]$ определяется в тесте стационарности y_t на уровне, $X_t = [1, t]$ определяется в тесте стационарности при наличии тенденции. Нулевая гипотеза, выражающая стационарность, обозначается как $H_0: \sigma_u^2 = 0$, а тестовая статистика вычисляется с помощью значений потерь, которые берутся из уравнений (4) или (5) для проверки этой гипотезы [39]:

$$y_t = \alpha + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t. \quad (4)$$

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t. \quad (5)$$

Стационарность на уровне протестирована уравнением (4), стационарность в существовании тенденции – с помощью уравнения (5). В нем k указывает на значение частоты, выбранное для подхода Фурье, γ – мера подстановки и ширины в подходе. С этой точки зрения статистика теста рассчитывается с помощью уравнения (6) [30]:

$$\tau_\mu(k) \text{ or } \tau_\tau(k) = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T \tilde{S}_t(k)^2}{\tilde{\sigma}^2}. \quad (6)$$

где $\tilde{S}_t(k) = \sum_{j=1}^t \tilde{e}_j$. \tilde{e}_j указывает на погрешности в регрессии OLS, полученной из уравнения (4) или (5). Как и в тесте KPSS, $\tilde{\sigma}^2$, непараметрическая оценка варианта в долгосрочной перспективе высчитывается в уравнении (7) при выборе l , параметра задержки среза, и $w_j, j = 1, \dots, l$, весовые коэффициенты:

$$\tilde{\sigma}^2 = \tilde{\theta}_0 + 2 \sum w_j \tilde{\theta}_j. \quad (7)$$

Здесь $\tilde{\theta}_j$ показывает погрешности – к примеру, автоковариации, полученные из уравнения (4) или (5).

Статистика F -теста, данная в уравнении 8, рекомендуется для оценки нулевой гипотезы $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0$, характеризующей отсутствие нелинейной тенденции в процессе производства данных:

$$F_i(k) = \frac{(SSR_0 - SSR_1(k))/2}{SSR_1(k)/(T - q)} \quad i = \mu, \tau \quad (8)$$

Здесь $SSR_1(k)$ показывает сумму погрешностей квадратов, полученную из уравнения (4) или (5), SSR_0 – сумму погрешностей квадратов, полученную из модели без тригонометрических условий, q – число пояснительных переменных. Тот факт, что нулевая гипотеза не может быть отвергнута в F -тесте, указывает на незначительность тригонометрических условий. Важные значения для этого теста появились в работе Веккер и др. [37].

Тест коинтеграции Фурье – Шина

Различия между рядами берутся для обеспечения стационарности в нестабильных временных рядах. Однако этот процесс критикуется, поскольку он приводит к потере информации в долгосрочной перспективе. Коинтеграционный анализ стал популярным, т. к. позволял анализировать долгосрочные взаимосвязи между переменными без потери информации. Тест коинтеграции Фурье – Шина (FSHIN), включенный в работу Tsong и др. [40], можно описать как расширенную версию KPSS-теста коинтеграции Фурье. Основная гипотеза FSHIN-теста коинтеграции указывает на ее существование. Он отличается от других тестов коинтеграции тем, что в нем учитывается место, время и форма этих сдвигов.

Коинтеграционный FSHIN-тест проходит в два этапа. На первом этапе модель приводится к уравнению (9) [41]:

$$y_t = d_t + X_t' \beta + \eta_t. \quad (9)$$

Здесь $\eta_t = \gamma_t + \vartheta_{1t}$ определяется как $\gamma_t = \gamma_{t-1} + u_t$, $x_t = x_{t-1} + \vartheta_{2t}$. Переменная u_t показывает процесс н.о.р. с отклонением σ_u^2 со средним значением 0. Переменная γ_t указывает на процесс случайного блуждания со средним значением 0. По причине того что скалярная

величина ϑ_{1t} и пространственный вектор ϑ_{2t} стабильны, y_t и $x_t - I(1)$. Детерминированный срок может определяться в двух формах: как $d_t = \delta_0 + f_t$ или $d_t = \delta_0 + \delta_1 t + f_t$, в соответствии с фиксированным сроком или фиксированным сроком и тенденцией. Переменная f_t является функцией Фурье в уравнении (10):

$$f_t = \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right). \quad (10)$$

Нулевая гипотеза, указывающая на существование коинтеграции, и альтернативная гипотеза, утверждающая обратное, указаны в уравнении (11) [40]:

$$H_0: \sigma_u^2 = 0 \text{ versus } H_0: \sigma_u^2 > 0. \quad (11)$$

Уравнения (9) и (10) могут быть получены, как в уравнении (12), при существовании нулевой гипотезы:

$$y_t = \sum \delta_i t^i + \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + X_t' \beta + \vartheta_{1t}. \quad (12)$$

Частичная сумма остатков OLS, полученная из уравнения (12), вычисляется как $S_t = \sum_{t=1}^T \hat{\vartheta}_{1t}$. С этой точки зрения статистика FSHIN-теста высчитывается, как показано в формуле (13):

$$CI_f^m = T^{-2} \hat{\omega}_1^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2. \quad (13)$$

$\hat{\omega}_1^{-2}$ – последовательная, долгосрочная оценка расхождения ϑ_{1t} , полученная непараметрическим методом Барлетта – Кернела.

Данные и эмпирический анализ

Цель исследования заключалась в анализе взаимосвязи между экономическим ростом и занятостью с помощью подхода Фурье, а также в рассмотрении структурных сдвигов. Поэтому мы проанализировали переменные уровня безработицы (*ур.безр.*) и индекса промышленного производства (*и.пр.пр.*) в США.

Ур.безр. – экономический показатель, который измеряет реальный объем производства для всех предприятий в производственном, горнодобывающем, электроэнергетическом и газовом секторах США. Он отражает перемены, происходящие в объеме производства, и дает информацию о структурных изменениях в экономике. Ежемесячный рост индекса производства является показателем роста промышленного сектора [42]. Уровень занятости рассчитывается как процент от общего объема рабочей силы за вычетом безработных. Данные по занятости включают людей в возрасте 16 лет и старше. Люди, живущие в одном из 50 штатов или в округе Колумбия, включены в этот объем данных, однако работающие в тюрьмах, психиатрических больницах, центрах ухода за престарелыми и действующих вооруженных силах – нет [43].

Исследование охватывает период с 01.01.1948 по 01.10.2018 г. и состоит из 850 наблюдений. Мы получили данные из базы Федерального резервного банка Сент-Луиса (экономические данные FRED) и провели анализ с помощью программы EViews 9.5.

Во-первых, мы проанализировали стационарность переменных; результаты представлены в *таблице 1*.

Видно, что тестовая статистика для переменных *ур.безр.* и *и.пр.пр.* больше критических значений таблиц. Поэтому нулевая гипотеза анализа стационарности отвергается. Другими словами, переменные *ур.безр.* и *и.пр.пр.* не являются стационарными. Когда анализ стационарности переделывается с учетом первой разницы этих переменных, тестовая статистика оказывается меньше критических значений таблицы. В связи с этим нулевая гипотеза анализа стационарности не может быть отвергнута. Другими словами, переменные *ур.безр.* и *и.пр.пр.* являются стационарными на уровне I (1).

Таблица 1. Результаты KPSS-теста стационарности Фурье

Переменная	Частота	Мин. SSR	Фурье KPSS	Проп. способ.	F-стат.
ур.безр.	3,0	1917,71	0,48	23,0	79,35
и.пр.пр.	1,0	262923,2	1,32	23,0	802,68
раз.ур.безр.	4,0	36,76	0,051	18,0	3,08
раз.и.пр.пр.	3,0	178,39	0,057	18,0	3,18

Примечания: Критические значения для FKPS-теста: 0,1295, 0,1704, и 0,2706 для $k = 1$; 0,3304, 0,4388, и 0,7086 для $k = 3$ и 0,3355, 0,4470, и 0,7163 для $k = 4$ на уровнях 10%, 5% и 1% соответственно. Критические значения для F-теста, использовавшиеся для поиска значений тригонометрических данных, – 3,935, 4,651 и 6,281 на уровнях 10%, 5% и 1% соответственно.

Кроме того, мы проверили тригонометрические условия для переменных *раз.ур.безр.* и *раз.и.пр.пр.* на значимость. Они оказались значимыми.

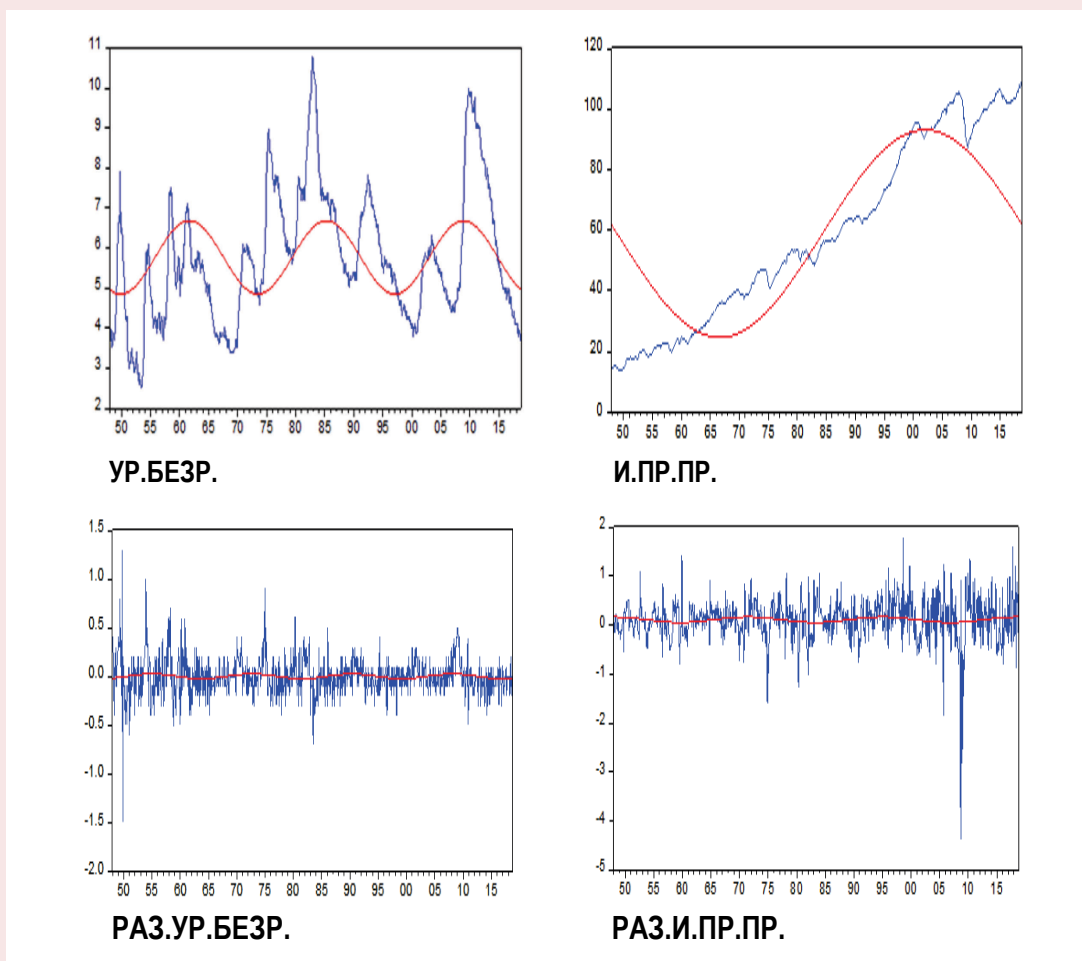
Чтобы подтвердить KPSS-тест стационарности Фурье, мы также провели ADF-тест Фурье [44]. В первую очередь в ADF-тесте Фурье $k = 2$ и $SSR = 177,13$ для переменной *и.пр.пр.* С помощью теста Уальда измерено значение тригонометрических коэффициентов. Значение $Fstat = 0,84$ сопоставляется со значением таблицы $F(7,53)$ в работе Enders и Lee [44, с. 197]. Так как $Fstat < Ftable$, тригонометрические условия значимы. Затем в модели, в которой тригонометрические условия значимы, мы посчитали показатель t в *и.пр.пр.* (-1) как 0,25. По причине того что переменная *и.пр.пр.* включает в себя тенденцию, мы сопоставили ее с t -значением в таблице 1 Enders и Lee [44,

с. 197]. Обнаружено, что она на 0,25 меньше, чем абсолютные -4,57, -3,99 и -3,67, которые равны 1%, 5% и 10% соответственно. Таким образом, *и.пр.пр.* имеет единичный корень.

Также проведен ADF-тест Фурье для переменной *ур.безр.* $k = 4$ и $SSR = 36,58$. $Fstat = 1,96$. Это значение сравнимо со значением (6,16) в таблице $F(1a)$ у Enders и Lee [44, с. 197]. Так как $Fstat < Ftable$, тригонометрические условия значимы. Затем в модели, где тригонометрические условия значимы, мы посчитали показатель t при *ур.безр.* (-1) как -3,14. После сопоставления его со значением t в таблице 1a у Enders и Lee обнаружено, что оно меньше, чем абсолютное -3,62 для 1%, однако больше, чем абсолютные -2,97 и -2,66, равные 5% и 10% соответственно.

Таким образом, *ур.безр.* не содержит единичного корня со значимостью 5%.

Совместимость переменных *ур.безр.* и *и.пр.пр.* и функции Фурье



Источник: расчеты автора.

При анализе *рисунка* видно, что колебания функции Фурье, особенно для переменной *ур.безр.*, соответствуют данным. Другими словами, переменная *ур.безр.* проходит через периодический цикл чаще, чем переменная *и.пр.пр.* во времени.

С этого момента FSHIN-тест коинтеграции может использоваться для анализа долгосрочной связи между переменными *ур.безр.* и *и.пр.пр.*, которые оказались стационарными от одного уровня. В *таблице 2* представлен коинтеграционный анализ взаимосвязи между уровнем безработицы и индексом промышленного производства в США.

Поскольку статистика Фурье – Шина меньше критического значения в 5% по уровню значимости, существует коинтеграция (т. е. долгосрочная связь) между уровнем безработицы в США и переменной *и.пр.пр.* Эти результаты указывают на то, что внезапные структурные изменения в переменной *и.пр.пр.* влияют на уровень безработицы в США в долгосрочной перспективе.

После определения взаимоотношений коинтеграции мы оценили коэффициенты коинтеграции с помощью FMOLS (Phillips и Hansen [45]). Результаты представлены в *таблице 3*.

Измерив оценку DOLS, мы обнаружили, что она очень близка к FMOLS. Согласно результатам коинтеграции FMOLS и DOLS, коэффициент *и.пр.пр.* является статистически значимым. Связь между переменными *ур.безр.* и *и.пр.пр.* обратная. Поскольку это важная переменная, подчеркивающая структурные изменения в производстве, ее увеличение вызовет экономический рост в долгосрочной перспективе, что приведет к снижению безработицы.

Для нахождения коэффициентов взаимосвязи между уровнем безработицы и индексом промышленного производства по периодам мы использовали метод наименьших квадратов со сдвигами, указывающий на их даты, с типом сдвига Бай-Перрона. Результаты анализа приведены в *таблице 4*.

Следовательно, 1958, 1974, 1990 и 2007 гг. являются датами сдвигов во взаимосвязи между индексом промышленного производства и уровнем безработицы. Согласно выводам, приведенным в *таблице 4*, влияние роста промышленного производства на снижение безработицы в периоды 1958M08–1974M10 и 1990M11–2007M11 проявлялось достаточно слабо. Заметно, что влияние увеличения индекса промышленного производства на сниже-

Таблица 2. Результаты коинтеграционного теста Фурье – Шина

Частота	Мин. SSR	Фурье–Шин коинт.	Проп. способ.	F-стат
2,0	1754,01	0,21	23,0	2,19

Примечание: Критические значения для теста коинтеграции Фурье для $k = 2$ – 0,200, 0,276 и 0,473 на уровнях 10%, 5% и 1% соответственно.

Таблица 3. Оценки коэффициента коинтеграции

Переменная	Коэффициент	Стат. отклонение	t-стат	Вер.
И.ПР.ПР	-0,20	0,02	-9,29	0,000
С	6,53	0,27	23,71	0,000
@ТЕНД.	0,02	0,002	9,88	0,000

Таблица 4. Оценка коэффициентов с помощью метода наименьших квадратов со сдвигами

Период	И.ПР.ПР.	Пост.	t-стат.	Вер.
1948M01 – 1958M07	-0.10	6.29	-3.26	0.001
1958M08 – 1974M10	-0.05	6.86	-6.03	0.000
1974M11 – 1990M10	-0.14	15.02	-13.16	0.000
1990M11 – 2007M11	-0.05	10.28	-11.14	0.000
2007M12 – 2018M10	-0.31	38.67	-19.65	0.000

Примечание: $R^2 = 0,66$, вер. (Fstat = 0.000) и разрывы были получены в 1958M08, 1974M11, 1990M11 и 2007M12.

ние безработицы оказалось на самом высоком уровне в 2007M12–2018M10 гг. Причиной такой ситуации, вероятно, послужила экспансионистская денежно-кредитная политика, проводившаяся в указанный период в США.

Выводы

В работе, в свете наличия структурных сдвигов, мы исследовали долгосрочную взаимосвязь между экономическим ростом и занятостью в США. Выбрав определение экономического роста, индекса промышленного производства и показателя занятости, уровня безработицы, проверили долгосрочную связь между указанными переменными, используя данные за 850 месяцев – с января 1948 по октябрь 2018 года. Мы проанализировали стационарность временных рядов с помощью KPSS-теста стационарности Фурье с учетом структурных сдвигов. Они не были определены таковыми ни в одном из рядов. Ряды характеризовались как стационарные в точке I (1). Для исследования долгосрочных отношений между переменными использовался коинтеграционный анализ Фурье – Шина. Согласно его результатам, обнаружилась долгосрочная связь между уровнем безработицы в США и переменными индекса промышленного производства. Это свидетельствует о том, что внезапные структурные изменения индекса промышленного производства оказывают влияние на уровень безработицы в США в долгосрочной перспективе. Полученные результаты схожи с выводами, представленными в экономической литературе, где указано, что безработица будет увеличиваться в

периоды циклического сокращения, но уменьшаться в периоды циклического расширения.

После определения долгосрочной связи между двумя переменными мы оценили коэффициенты с помощью метода наименьших квадратов со сдвигами, тем самым определив периоды сдвигов и коэффициенты в эти периоды. Структурные изменения произошли в 1958, 1974, 1990 и 2007 гг.

Как заявил Meltzer в 1991 году [46], точку сдвига в 1958 году можно считать результатом непрерывного снижения индекса реального обменного курса доллара и развития международных относительных цен по отношению к США, наряду с конвертируемостью валюты системы Бреттона – Вудса. Сдвиг 1974 года может быть связан с началом действия механизма регулирования в США, а также с крахом системы Бреттона – Вудса в 1973 году и переходом к режиму плавающего обменного курса [47].

Следовательно, безработица будет снижаться вместе с ростом производства в периоды осуществления экспансионистской экономической политики. При анализе коэффициентов, касающихся дат сдвига, особенно для периодов 2008 и 2018 гг., было выявлено, что рост промышленного производства снизил безработицу больше, чем в другие периоды. Как предположили Fawley и Neely [48], этот результат может быть связан с политикой «количественного смягчения» ФРС, начавшейся в ноябре 2008 года. Экспансионистская денежная политика привела к стабильному экономическому росту в США и заметному сокращению безработицы.

Литература

1. Dornbusch R., Fisher S. and Startz R. (2008). *Macroeconomics*. 11th Edition. The Mc-Graw-Hill Companies.
2. Mielcová E. Economic growth and unemployment rate of the transition country – the case of the Czech Republic 1996–2009. *E a M: Ekonomie a Management*, 2011, no. 1, pp. 29–37.
3. Elshamy H. The relationship between unemployment and output in Egypt. *Procedia – Social and Behavioral Sciences*, 2013, no. 8, pp. 22–26. DOI: 10.1016/j.sbspro.2013.06.381
4. Hull K. Understanding the relationship between economic growth, employment and poverty reduction. In: *OECD Publication Promoting Pro-Poor Growth: Employment*. Paris: OECD, 2009.
5. Freeman D.G. Regional tests of Okun’s law. *International Advances in Economic Research*, 2000, no. 6 (3), pp. 557–570. DOI: 10.1007/BF02294972
6. Lee J. The robustness of Okun’s law: Evidence from OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, 2000, no. 22 (2), pp. 331–356. DOI: 10.1016/S0164-0704(00)00135-X
7. *Board of Governors of the Federal Reserve System (US), Industrial Production Index [INDPRO]*. FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis. Available at: <https://fred.stlouisfed.org/series/INDPRO> (accessed 26.10.2019).

8. Kusecivic C.M.M. Okun's law and urban spillovers in US unemployment. *The Annals of Regional Science*, 2014, no. 53 (3), pp. 719–730. DOI: 10.1007/s00168-014-0640-2
9. Meyer B., Tasci M. An unstable Okun's law, not the best rule of thumb. *Economic Commentary*, 2012, no. 08. Available at: <https://www.clevelandfed.org/en/newsroom-and-events/publications/economic-commentary/economic-commentary-archives/2012-economic-commentaries/ec-201208-an-unstable-okuns-law-not-the-best-rule-of-thumb.aspx>
10. Chamberlin G. Okun's law revisited. *Economic & Labour Market Review*, 2011, no. 5 (2), pp. 104–132.
11. Akeju K.F., Olanipekun D.B. Unemployment and economic growth in Nigeria. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 2014, no. 5 (4), pp. 138–144.
12. Cuaresma J.C. Okun's law revisited. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2003, no. 65 (4), pp. 439–451.
13. Palley T.I. Okun's law and the asymmetric and changing cyclical behaviour of the USA economy. *International Review of Applied Economics*, 1993, no. 7 (2), pp. 144–162. DOI: 10.1080/758530144
14. Silvapulle P., Moosa I.A., Silvapulle M.J. Asymmetry in Okun's law. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, 2004, no. 37 (2), pp. 353–374. DOI: 10.1111/j.0008-4085.2004.00006.x
15. Blackley P.R. The measurement and determination of Okun's law: Evidence from state economies. *Journal of Macroeconomics*, 1991, no. 13 (4), pp. 641–656.
16. Guisinger A.Y., Hernández-Murillo R., Owyang M.T., Sinclair T.M. A state-level analysis of Okun's law. *Regional Science and Urban Economics*, 2018, no. 68, pp. 239–248. DOI: 10.1016/j.regsciurbeco.2017.11.005
17. Doğru B. The link between unemployment rate and real output in Eurozone: A panel error correction approach. *Procedia – Social and Behavioral Sciences*, 2013, no. 99, pp. 94–103. DOI: 10.1016/j.sbspro.2013.10.475
18. Beaton K. Time variation in Okun's law: A Canada and US comparison. *Bank of Canada Working Paper*, 2010, no. 7.
19. Moosa I.A. A cross-country comparison of Okun's coefficient. *Journal of Comparative Economics*, 1997, no. 24 (3), pp. 335–356. DOI: 10.1006/jcec.1997.1433
20. Altug S., Tan B., Gencer G. Cyclical dynamics of industrial production and employment: Markov chain-based estimates and tests. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2012, no. 36 (10), pp. 1534–1550.
21. Akar S., Uysal Sahin O. The unemployment insurance benefit as an automatic stabilizer: Turkey case. *Maliye Dergisi*, 2018, no. 174, pp. 154–174.
22. Michael E.O., Emeka A., Emmanuel E.N. The relationship between unemployment and economic growth in Nigeria: Granger causality approach. *Research Journal of Financial and Accounting*, 2016, no. 7 (24), pp. 153–162.
23. Madito O., Khumalo J. Economic growth-unemployment nexus in South Africa: VECM Approach. *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 2014, no. 5 (20), p. 79.
24. Abbas S. Long term effect of economic growth on unemployment level in case of Pakistan. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 2014, no. 5 (11), pp. 103–108.
25. Kangasharju A., Tavera C., Nijkamp P. Regional growth and unemployment: the validity of Okun's Law for the Finnish regions. *Spatial Economic Analysis*, 2012, no. 7 (3), pp. 381–395.
26. Kargı B. Okun's law and long term co-integration analysis for OECD countries (1987–2012). *International Research Journal of Finance and Economics*, 2014, no. 119, pp. 77–85. DOI: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2439235>
27. Palombi S., Perman R., Tavera C. Regional growth and unemployment in the medium run: Asymmetric cointegrated Okun's law for UK regions. *Applied Economics*, 2015, no. 47 (57), pp. 6228–6238.
28. Vakulenko E., Gurchich E. The relationship of GDP, unemployment rate and employment: In-depth analysis of Okun's law for Russia. *Voprosy Ekonomiki*, 2015, no. 3, pp. 5–27. DOI: 10.32609/0042-8736-2015-3-5-27
29. Yüksel S. The causality relationship between growth, unemployment and inflation in Russian Economy. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 2016, no. 53 (614), p. 43.
30. Ibragimov M., Ibragimov R. Unemployment and output dynamics in CIS countries: Okun's law revisited. *Applied Economics*, 2017, no. 49 (34), pp. 3453–3479.
31. Dickey D.A., Fuller W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 1981, no. 49, pp. 1057–1072. DOI: 10.1080/01621459.1979.10482531
32. Nelson C.R., Plosser C.I. Trends and Random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, 1982, no. 10, pp. 139–162. DOI: 10.1016/0304-3932(82)90012-5

33. Lee J., Strazicich M.C. Minimum LaGrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 2003, no. 85 (4), pp. 1082–1089. DOI: 10.1162/003465303772815961
34. Zivot E., Andrews D. Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1992, no. 10 (3), pp. 251–270. DOI: 10.1198/073500102753410372
35. Alper A., Demiral M. Testing the convergence hypothesis for Turkey's tourism markets: Evidence from Fourier stationary analysis. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2017, no. 10 (4), pp. 205–213. DOI: 10.25287/ohuiibf.334736
36. Songur M. Validity of the Fisher hypothesis in Turkey: Fourier approach. In: *Inesec International Social Sciences and Education Conference*. Diyarbakır, Turkey, ISSEC Proceeding Book, 2018, pp. 105–113.
37. Becker R., Enders W., Lee J. A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 2006, no. 3 (5), pp. 381–409.
38. Dağ M., Kızılkaya F. Türkiye'de dış borçların sürdürülebilirliği: Fourier yaklaşımı ile bir uygulama. In: *Türkiye'de Güncel Mali Sorunlar* [The Foreign Debt Sustainability in Turkey: Fourier Approach with an Application. Current Financial Problems in Turkey]. Edited by A. Akıncı. Iksad Publications, 2018.
39. Yılanca V. Analysing the relationship between oil prices and economic growth: A fourier approach. *Ekonometri ve İstatistik e-Dergisi*, 2017, no. 27, pp. 51–67.
40. Tsong C.-C., Lee C.-F., Tsai L.-J., Hu T.-C. The Fourier approximation and testing for the null of cointegration. *Empirical Economics*, 2016, no. 51 (3), pp. 1085–1113. DOI: 10.1007/s00181-015-1028-6
41. Yılanca V., Aslan M., Özgür Ö. Testing the validity of PPP theory for African countries. *Applied Economics Letters*, 2017, no. 25 (18), pp. 1273–1277. DOI: 10.1080/13504851.2017.1418066.
42. INDPRO. Federal Reserve Bank of St. Louis. Available at: <https://fred.stlouisfed.org/series/INDPRO> (accessed 11.02.2019).
43. UNRATE. Federal Reserve Bank of St. Louis. Available at: <https://fred.stlouisfed.org/series/UNRATE> (accessed 11.02.2019).
44. Enders W., Lee, J. The flexible Fourier form and Dickey–Fuller type unit root tests. *Economics Letters*, 2012, no. 117 (1), pp. 196–199.
45. Phillips P.C.B., Hansen B.E. Statistical inference in instrumental variable regression with I (1) processes. *Review of Economic Studies*, 1990, no. 57, pp. 9–125. DOI: 10.2307/2297545
46. Meltzer A. US policy in the Bretton woods era. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 1991, no. 73 (3), pp. 54–83.
47. Bordo M.D. The Bretton woods international monetary system: A historical overview. In: *A Retrospective on the Bretton Woods System: Lessons for International Monetary Reform*. University of Chicago Press, 1993, no. 3, p. 108.
48. Fawley B., Neely C.J. Four stories of quantitative easing. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 2013, no. 95 (1), pp. 51–88.

Сведения об авторе

Мурат Гундуз — доктор наук, доцент, Ушакский университет, факультет экономики и управления (64000, Турция, г. Ушак, кампус Эйлюль; e-mail: murat.gunduz@usak.edu.tr)

Gunduz M.

The Link between Unemployment and Industrial Production: The Fourier Approach with Structural Breaks

Abstract. The purpose of this study was to investigate the long-term relationship between unemployment and industrial production during structural breaks in the United States. We used monthly data from the Industrial Production Index and the unemployment rate between January 1948 and October 2018 to analyze this relationship. We found the stationarity of the time series used using the Fourier KPSS stationarity test, which enabled a stationarity analysis, including with the existence of structural breaks. As

a result of the stationarity analysis, we did not find any stationarity in either series. We then used a Fourier Shin cointegration analysis to investigate the long-term relationship between the industrial production index and the unemployment rate. This test demonstrates its difference from other cointegration tests considering the time and shape of these breaks in the presence of structural breaks. According to the cointegration analysis results, we found a long-term relationship between the U.S. unemployment rate and the industrial production index variables. These results indicate that sudden structural changes in the industrial production index have an effect on the U.S. unemployment rate in the long term. We then used the Least Squares with Breaks Bai-Perron break type method to determine the structural break periods and the coefficients of these periods. We found the years 1958, 1974, 1990, and 2007 to be when the structural changes occurred.

Key words: Fourier KPSS stationarity, Fourier SHIN cointegration, growth, structural breaks, unemployment rate, industrial production.

Information about the Author

Murat Gunduz – Doctor of Sciences, Associate Professor, Uşak University, Faculty of Economics and Administrative Sciences (Eylül Campus, Uşak, 64000, Turkey; e-mail: murat.gunduz@usak.edu.tr)

Статья поступила 10.01.2020.