



## TÁC ĐỘNG CỦA VỐN CON NGƯỜI ĐẾN QUÁ TRÌNH CÔNG NGHIỆP HÓA CỦA THÀNH PHỐ CẦN THƠ

Nguyễn Thị Lương<sup>1\*</sup>, Đặng Thị Ngọc Hà<sup>2</sup>, Trần Thy Linh Giang<sup>1</sup> và Đào Nguyễn Mộng Nghi<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Trường Kinh tế, Đại học Cần Thơ

<sup>2</sup>Sinh viên ngành Kinh tế học, Trường Kinh tế, Đại học Cần Thơ

\*Người chịu trách nhiệm về bài viết: Nguyễn Thị Lương (email: ntluong@ctu.edu.vn)

### Thông tin chung:

Ngày nhận bài: 15/12/2022

Ngày nhận bài sửa: 14/02/2023

Ngày duyệt đăng: 24/02/2023

### Title:

The impact of human capital on Can Tho's industrialization process

### Từ khóa:

Công nghiệp hóa, mô hình ARDL, thành phố Cần Thơ, vốn con người

### Keywords:

Industrialization, ARDL model, Can Tho city, human capital

### ABSTRACT

Industrialization - modernization is concerned by both Central Government and Local Governments in Vietnam, including Can Tho. Therefore, this paper aims to estimate the impact of human capital on the industrialization process in Can Tho. This paper employed secondary data from 1995 to 2022 collected from the Statistics Yearbook of Can Tho. The result of the Autoregressive Distributed Lag model reveals the positive significance of human capital to the industrialization of Can Tho City besides other variables, including physical capital, foreign direct investment, urbanization, and economic growth. Unit root test, test for cointegration, and Bound test were conducted to select the appropriate estimation model and post - estimation tests to get the best results.

### TÓM TẮT

Công nghiệp hóa - hiện đại hóa là vấn đề được quan tâm không chỉ ở Chính phủ mà còn ở các địa phương, trong đó có thành phố Cần Thơ (TPCT). Mục tiêu của nghiên cứu là xem xét sự tác động, ảnh hưởng của vốn con người đến quá trình công nghiệp hóa của TPCT. Nghiên cứu được thực hiện với bộ số liệu thứ cấp được thu thập từ Niên giám Thống kê trong giai đoạn 1995 - 2020. Kết quả ước lượng của mô hình phân phối trễ tự hồi quy (Autoregressive Distributed Lag Model - ARDL) cho thấy các biến đo lường vốn con người đều có tác động tích cực đến quá trình công nghiệp hóa của TPCT bên cạnh các biến kiểm soát là vốn vật chất, vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài, đô thị hóa và tăng trưởng kinh tế trong dài hạn. Các kiểm định tính dừng, kiểm định đồng kết hợp và kiểm định Bound được sử dụng để đảm bảo cho việc lựa chọn đúng mô hình ước lượng, đồng thời các kiểm định sau ước lượng cũng được thực hiện để đảm bảo mô hình không vi phạm các giả định.

### 1. ĐẶT VẤN ĐỀ

Đồng bằng sông Cửu Long (ĐBSCL) là một trong bốn vùng kinh tế trọng điểm của nước ta với nhiều tiềm năng và lợi thế phát triển sản xuất nông nghiệp. Đối với ĐBSCL, nơi được mệnh danh là vựa lúa với khả năng cung cấp 90% sản lượng lúa xuất

khẩu của cả nước (Tổng cục Thống kê, 2021), nhiệm vụ công nghiệp hóa (CNH) là bài toán song hành để giữ vững thế mạnh nông nghiệp đang có. Thật vậy, CNH đóng vai trò quan trọng trong sự phát triển của kinh tế (Elijah, 1979; Storm, 2005; Szirmai & Verspagen, 2011). Với các nước phương Tây, CNH

là một thành phần quan trọng của việc chuyển đổi nền kinh tế (UNIDO, 2013). Các nghiên cứu thực nghiệm về nền công nghiệp mới của các nước mới phát triển cho thấy sự phát triển bền vững không thể đạt được với một cấu trúc công nghiệp yếu (Akkemik, 2008).

Trong các nghiên cứu thực nghiệm đã chỉ ra, nhiều yếu tố ảnh hưởng đến quá trình CNH như vốn đầu tư công của nhà nước cũng như đầu tư tư nhân (Rosenstein - Rodan, 1943; Murphy et al., 1989; Rowthorn & Ramaswamy, 1997; Kaya, 2010; Kang & Lee, 2011), vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (Aghion et al., 2011; Long & Nhân, 2018) và đặc biệt là sự tác động của vốn con người (hay chất lượng của nguồn nhân lực) đến hiệu quả của quá trình CNH (Chen & Fleisher, 1996; Fleissner & Chen, 1997). Vốn con người càng có ý nghĩa quan trọng trong quá trình CNH đối với Việt Nam và Cần Thơ nói riêng. Nguồn vốn con người đóng vai trò quan trọng và chiếm một vị trí trung tâm trong phát triển kinh tế - xã hội Việt Nam, trong đó có quá trình công nghiệp hóa – hiện đại hóa. Quá trình công nghiệp hóa và hiện đại hóa nhanh hay chậm, hiệu quả cao hay thấp phụ thuộc vào rất nhiều yếu tố, trong đó đầu tiên và quan trọng là chất lượng của nguồn nhân lực (Tran & Nguyen, 2022).

TPCT là trung tâm kinh tế - xã hội của ĐBSCL, vậy nên thành phố đóng vai trò đặc biệt trong sự phát triển kinh tế của toàn vùng. Để giữ vững vị trí của mình thì TPCT cần chuyển dịch cơ cấu kinh tế theo hướng CNH, nên cần tập trung nhiều vào đầu tư phát triển vốn vật chất và đặc biệt hơn là chất lượng nguồn nhân lực, bởi vì khi chất lượng nguồn nhân lực được nâng cao sẽ càng đẩy nhanh tốc độ CNH của toàn thành phố. Tuy nhiên, năm 2019, mức độ đóng góp của khu vực công nghiệp (Khu vực 2) vào GRDP của TPCT chỉ ở mức 27,5% ở năm 2015 và tăng lên 28,29% ở năm 2018 (Viện Kinh tế - Xã hội Cần Thơ, 2019). Ngoài ra, khi tính toán TFP nền kinh tế TPCT giai đoạn 2013 – 2018 cho thấy đóng góp của yếu tố vốn cho tăng trưởng kinh tế là 64,94%, đóng góp của TFP (yếu tố khoa học, công nghệ, quản lý...) là 20,6%, trong khi đóng góp của lao động chỉ là 15%. Kết quả này cho thấy mô hình tăng trưởng kinh tế của TPCT và quá trình CNH phụ thuộc nhiều vào vốn trong khi mức độ đóng góp của yếu tố lao động là khá mờ nhạt. Thật vậy, chất lượng nguồn nhân lực ở ĐBSCL nói chung và TPCT nói riêng còn hạn chế so với những vùng kinh tế trọng điểm khác trên cả nước.

Các mô hình tăng trưởng nội sinh cho rằng đầu tư vào vốn con người sẽ ngăn được tình trạng giảm

tăng trưởng và đóng góp cho việc gia tăng khả năng cho đổi mới và chấp nhận công nghệ mới (Romer, 1986). Các nghiên cứu thực nghiệm cũng chỉ ra được tác động của vốn con người đến tăng trưởng kinh tế nói chung và quá trình CNH nói riêng (Chen & Fleisher, 1996; Fleissner & Chen, 1997; Desmurget, 2002). Tuy nhiên, các nghiên cứu thực nghiệm về tác động của vốn con người đến quá trình CNH được nghiên cứu trong phạm vi quốc gia và hầu như chưa có nghiên cứu thực nghiệm nào lượng hóa tác động của vốn con người đến quá trình CNH ở Việt Nam, các nghiên cứu chỉ dừng ở mức định tính và thảo luận. Vì vậy, nghiên cứu này được kỳ vọng sẽ cung cấp các bằng chứng thống kê về tác động của vốn con người đến quá trình CNH cho một địa phương cụ thể của Việt Nam.

## 2. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

### 2.1. Cơ sở lý thuyết

Các mô hình tăng trưởng nội sinh đã khắc phục những tồn tại của các mô hình tăng trưởng trước đó bằng cách thêm vào xem xét sự can thiệp của Chính phủ và vốn con người để giải thích được sự chênh lệch về thu nhập và sự hội tụ của các nền kinh tế. Lucas đã xây dựng mô hình “học hay làm” để xem xét vai trò của vốn con người đến tăng trưởng kinh tế.

Mô hình “học hay làm” được Lucas (Lucas, 1988) xây dựng bắt đầu từ một hàm sản xuất có xét tới vai trò của vốn con người:

$$Y = K^\alpha [(1 - u)H]^{1-\alpha} \quad (1)$$

Trong đó, K là vốn vật chất, H là vốn con người và u là phần thời gian được sử dụng trong sản xuất, còn (1-u) là thời gian được sử dụng cho giáo dục. Vốn vật chất được tích lũy theo quy luật thông thường:

$$\dot{K} = sY - \delta K \quad (2)$$

Tuy nhiên, vốn con người lại vận động khác vì vốn con người không phải là một phần của sản lượng được chuyển hóa thành sản xuất. Thêm vào đó, việc tạo ra vốn con người mới đòi hỏi sử dụng vốn con người hiện có. Vốn con người được tạo ra thông qua giáo dục và kiến thức hiện có, là những yếu tố được tạo ra trong quá trình giáo dục. Do đó, giá trị vốn con người được tạo ra trong tương lai là do chính vốn con người chứ không phải là vốn vật chất. Sự gia tăng của vốn con người phụ thuộc vào tỷ phần thời gian (1-u) được sử dụng vào giáo dục.

$$\dot{H} = [B(1 - u) - 1]H \quad (3)$$

Trong đó, B là thước đo năng suất của toàn bộ hoạt động giáo dục.

Trong mô hình, vốn con người có đặc điểm là tăng liên tục. Vì thế việc xác định được tốc độ gia tăng vốn con người không thay đổi (chỉ phụ thuộc vào hằng số B và u)

$$g_H = \frac{\dot{H}}{H} = B(1 - u) - 1 \quad (4)$$

Để phân tích sự vận động của vốn vật chất, ta viết lại quy luật vận động theo một biến không đổi trong dài hạn. Trong mô hình này, đó chính là tỷ lệ giữa vốn vật chất và vốn con người. Đặt

$$k = \frac{K}{H}$$

Từ (2) ta tính được tốc độ tăng vốn vật chất

$$\frac{\dot{k}}{k} = s \frac{Y}{K} - \delta = s \frac{K^\alpha (uH)^{1-\alpha}}{K} - \delta = s \left(\frac{u}{k}\right)^{1-\alpha} - \delta \quad (5)$$

Vì tốc độ gia tăng của tỷ lệ vốn vật chất – vốn con người bằng hiệu số giữa tốc độ tăng K và H nên từ (4) và (5) ta có:

$$\frac{\dot{k}}{k} = \frac{\dot{K}}{K} - \frac{\dot{H}}{H} = \left[ s \left(\frac{u}{k}\right)^{1-\alpha} - \delta \right] - g_H$$

Ở trạng thái dừng k không thay đổi tại một giá trị k\* do đó

$$\begin{aligned} \frac{\dot{k}}{k} &= 0 \text{ hay} \\ \left[ s \left(\frac{u}{k}\right)^{1-\alpha} - \delta \right] - g_H &= 0 \end{aligned}$$

Vậy  $k^* = \left(\frac{s}{\delta + g_H}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} u$  là nghiệm cần tìm

Ở trạng thái dừng của nền kinh tế, ta có

$$\begin{aligned} Y &= K^\alpha (uH)^{1-\alpha} = K^\alpha (uH)^{1-\alpha} \frac{H^\alpha}{H^\alpha} \\ &= \left(\frac{K}{H}\right)^\alpha u^{1-\alpha} H = k^\alpha u^{1-\alpha} H \end{aligned}$$

Như vậy, ở trạng thái dừng khi k không thay đổi thì sản lượng Y sẽ tăng cùng với tốc độ  $g_H$  của vốn con người tức là  $g_H = B(1 - u) - 1$

Nghĩa là dù tốc độ tăng trưởng cố định nhưng nó lại phụ thuộc vào thời gian dành cho giáo dục, cụ thể là thời gian dành cho giáo dục càng nhiều thì nền kinh tế tăng trưởng với tốc độ càng cao. Vì vậy, tốc độ tăng trưởng phụ thuộc vào thời gian dành cho giáo dục và các thành viên trong nền kinh tế có thể chọn tốc độ tăng trưởng kinh tế.

Các nghiên cứu thực nghiệm về tác động của vốn con người đến tăng trưởng kinh tế và CNH đã cho thấy tác động của yếu tố này đến quá trình tăng trưởng và quá trình CNH (Chen & Fleisher, 1996; Fleisher & Chen, 1997; Desmurger, 2002). Newman et al. (2016) tìm ra nguyên nhân của tình trạng yếu về CNH ở các nước Châu Phi so với các nước Đông Nam Á, đó là vai trò của chính trị. Các nước Châu Á thiết lập một hệ thống chính sách và điều kiện về thể chế để thúc đẩy CNH và thay đổi cấu trúc của nền kinh tế. Một trong những nhân tố cho sự chuyển đổi thành công là khả năng chuyên đổi dựa trên công nghệ tiết kiệm về nhân công kết hợp với sự đầu tư cao vào vốn con người và vốn vật chất (Martorano et al., 2017).

## 2.2. Mô hình ước lượng

Trên cơ sở mô hình của Lucas (1988) và những nghiên cứu thực nghiệm đã thảo luận ở trên, mô hình ước lượng tác động của vốn con người đến quá trình CNH của TPCT được xây dựng như sau:

$$\text{INDU}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln H_t + \alpha_2 \text{INV}_t + \alpha_3 \text{FDI}_t + \alpha_4 \text{URBAN}_t + \alpha_5 \text{IR}_t + \alpha_6 \text{TRADE}_t + \alpha_7 \ln \text{GDPat} + u_t \quad (6)$$

Trong đó:

INDU (INDUSTRY): Tốc độ CNH của TPCT được đo lường bằng tỷ lệ tổng sản phẩm của khu vực 2 trong GDP/GRDP .

Vốn con người được (H): Schultz (1961) cho rằng kỹ năng và tri thức là những yếu tố hình thành vốn con người, hay thông qua việc đầu tư vào giáo dục, đào tạo và y tế để hình thành và nâng cao chất lượng của nguồn vốn con người (Becker, 1964; Mincer, 1974; Bontis, 1988). OECD (2001) định nghĩa vốn người là kiến thức, kỹ năng và những thuộc tính tiềm tàng của mỗi cá nhân. Vì vậy, trong nghiên cứu này, vốn con người được đo thông qua 4 thước đo: (i) Chi ngân sách thường xuyên cho Giáo dục, (ii) Chi ngân sách thường xuyên cho Y tế, (iii) số năm đi học bình quân của lượng lao động và (iv) tỷ lệ sinh viên đại học trên tổng dân số trong độ tuổi từ 15 đến 60 tuổi. Vốn đầu tư (INV) được đo lường bằng tỷ lệ tổng vốn đầu tư cho khu vực 2 trong GDP/GRDP. FDI được đo lường bằng tỷ lệ vốn FDI trong GDP/GRDP. Mức độ đô thị hóa (URBAN) được xác định bởi tỷ lệ dân số thành thị trong tổng dân số. Tính ổn định vĩ mô kinh tế (IR) được xác định bằng tỷ lệ lạm phát. Độ mở thương mại (TRADE) được xác định bằng tổng vốn FDI trong tổng vốn đầu tư toàn xã hội. Tăng trưởng kinh tế (GDPa) được đo lường bằng GDP bình quân đầu người.

**2.3. Phương pháp ước lượng**

Dữ liệu sử dụng cho nghiên cứu là dữ liệu thứ cấp của riêng TPCT trong giai đoạn 1995 - 2020 và được thu thập từ Niên giám Thống kê Cần Thơ qua các năm. Số liệu sử dụng trong nghiên cứu được thu thập trong thời gian khá dài để có được kết quả ước lượng tin cậy nhất.

Đầu tiên, kiểm định tính dừng và mối quan hệ được thực hiện cho các chuỗi số liệu của nghiên cứu. Sau đó, để đảm bảo kết quả ước lượng có độ tin cậy cao, kiểm định điểm gãy cấu trúc được thực hiện bằng cách sử dụng kiểm định Gregory – Hansen (Gregory & Hansen, 1996). Trên cơ sở kết quả kiểm định tính dừng, kiểm định mối quan hệ đồng kết hợp cho thấy mô hình tự hồi quy phân phối trễ (Autoregressive Distributed Lag- ARDL) phù hợp với đặc điểm của bộ số liệu thu thập được.

Mô hình ARDL được sử dụng phổ biến để mô hình hóa mối quan hệ giữa các biến (kinh tế) trong một phương trình chuỗi thời gian. Mô hình được sử dụng phổ biến là vì các chuỗi kinh tế thường không dừng và có mối quan hệ đồng tích hợp với quá trình điều chỉnh sai số (Error Correction - EC). Sự tồn tại của một mối quan hệ dài hạn hay đồng kết hợp có thể được kiểm tra dựa trên dạng điều chỉnh sai số. Mô hình ARDL/EC rất hữu ích để dự báo và phân tích mối quan hệ dài hạn từ các biến động ngắn hạn. Theo đó, một chuỗi thời gian bị ràng buộc lẫn nhau theo các điều chỉnh cân bằng mặc dù từng chuỗi thời gian riêng lẻ có thể biến động đáng kể.

Mô hình ARDL (p,q) có dạng như sau:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \alpha_0 X_t + \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \dots + \alpha_q X_{t-q} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Trong đó  $\varepsilon_t$  là một sai số nhiễu ngẫu nhiên (không có sự tự tương quan)

Mô hình ARDL (p,q) của  $y_t$  được giải thích bởi 2 thành phần: (i) thành phần “tự hồi quy” bao gồm p biến trễ của chính nó ( $y_{t-1}, y_{t-2}, y_{t-p}$ ) và (ii) thành phần “phân phối trễ” của các biến giải thích (x) với q độ trễ. Đôi khi giá trị hiện tại của x là  $X_t$  được loại khỏi thành phần “phân phối trễ” như một dạng của mô hình cấu trúc.

Sau khi thực hiện các thủ tục cần thiết (tính dừng của các chuỗi, điểm gãy cấu trúc) cho việc xác định lựa chọn mô hình ước lượng phù hợp với đặc điểm của bộ số liệu, nếu bộ số liệu phù hợp cho việc sử dụng mô hình ước lượng ARDL thì quy trình ước lượng mô hình ARDL được thực hiện theo trình tự như sau:

**Bước 1:** Kiểm tra không có biến dừng ở sai phân bậc 2 hay I(2). Sử dụng kiểm định ADF (Augmented Dickey - Fuller) hoặc KPSS (Kwiatowski, Phillips, Schmidt & Shin) để kiểm tra không có chuỗi nào dừng ở bậc 2.

**Bước 2:** Xây dựng một mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) không giới hạn (unrestricted). Đây là một dạng cụ thể của mô hình ARDL.

Xây dựng mô hình như sau:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum y_j \Delta X1_{t-j} + \sum \delta_k \Delta X2_{t-k} + \theta_0 y_{t-1} + \theta_1 X1_{t-1} + \theta_2 X2_{t-2} + e_t \quad (8)$$

Phương trình (8) gần giống dạng mô hình ECM truyền thống, điểm khác biệt ở đây là chúng ta đã thay thế thành phần điều chỉnh sai số  $z_{t-1}$  bằng các thành phần  $y_{t-1}, X1_{t-1}, X2_{t-2}$ .

Từ phương trình  $y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X1_t + \alpha_2 X2_t + V_t$  chúng ta thấy rằng  $z_{t-1} = (y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 X1_{t-1} - \alpha_2 X2_{t-1})$  với  $\alpha$  là hệ số ước lượng bình phương nhỏ nhất (OLS) của  $\alpha$ .

Như vậy, trong phương trình (8) thì chúng ta đã đưa vào cùng các giá trị độ trễ của biến gốc như cách thực hiện ở mô hình ECM (Error Correction Model) thông thường nhưng chúng ta không ràng buộc các hệ số. Đây chính là lý do gọi phương trình trên là mô hình ECM không giới hạn hay không ràng buộc. Pesaran et al. (2001) còn gọi mô hình này là mô hình ECM điều kiện.

**Bước 3:** Xác định cấu trúc độ trễ phù hợp cho mô hình ở bước 2.

Chúng ta cần xác định các giá trị phù hợp cho các độ trễ tối đa p, q1 và q2 trong phương trình (8). Thông thường độ trễ được xác định theo các tiêu chí thông tin như AIC, BIC, SC, HQIC.

**Bước 4:** Kiểm tra sự tự tương quan của phần dư để đảm bảo rằng các sai số của mô hình là độc lập (kg có sự tự tương quan).

Một giả định quan trọng trong phương pháp Bounds testing của Perasan et al. (2001) là các sai số của phương trình (8) phải độc lập lẫn nhau. Yêu cầu này cũng sẽ ảnh hưởng đến kết quả lựa chọn độ trễ phù hợp của các biến trong mô hình. Khi một dạng riêng rẽ của phương trình (8) được ước lượng chúng ta sử dụng kiểm định nhân tử Lagrange (LM) để kiểm tra giả thuyết  $H_0$  rằng các sai số là độc lập lẫn nhau so với các giả thuyết thế là các sai số có dạng AR (m) hoặc MA (m) với m là các số nguyên lớn hơn hoặc bằng 1.

**Bước 5:** Kiểm tra tính chất ổn định động để đảm bảo rằng mô hình được ổn định động (dynamically stable)

Để thực hiện, chúng ta cần kiểm tra giá trị nghiệm của phương trình đặc trưng liên quan đến mô hình. Theo đó, các giá trị nghiệm này (còn gọi là các giá trị riêng) phải nằm trong vòng tròn đơn vị nghiệm.

**Bước 6:** Thực hiện một kiểm định Bound để xem liệu có tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa các biến

Với phương trình (8) chúng ta cần thực hiện kiểm định F trên giả thuyết H0 rằng sự đồng thời bằng 0 của các hệ số  $\theta_0, 1$  và  $2$  hay H0:  $\theta_0 = \theta_1 = \theta_2 = 0$ .

Như trong kiểm định đồng kết hợp thông thường, chúng ta kiểm tra sự hiện diện của mối quan hệ trong dài hạn giữa các biến chuỗi. Sự hiện diện này trùng với các hệ số bằng 0 của phần  $y_{t-1}, X1_{t-1}, X2_{t-2}$  trong phương trình (8). Bác bỏ giả thuyết H0 ngụ ý rằng có một mối quan hệ trong dài hạn.

Giá trị tới hạn của kiểm định không có sẵn cho một kết hợp của các biến I(0) và I(1), tuy nhiên Pesaran *et al.* (2001) xây dựng khoảng (bounds) giá trị tới hạn cho phân phối chuẩn xấp xỉ thống kê F. Đối với các trường hợp khác nhau chẳng hạn số các biến khác nhau (k+1) nó cho các giá trị tới hạn dưới và trên. Trong mỗi trường hợp, giá trị tới hạn dưới

dựa trên giả định rằng tất cả các biến đều là I(0) và giá trị tới hạn trên dựa trên giả định tất cả các biến đều là I(1).

**Bước 7:** Ước lượng mối quan hệ trong dài hạn. Nếu kết quả ở bước 6 là dương, ước lượng mối quan hệ dài hạn ở dữ liệu gốc cũng như tách riêng mô hình ECM giới hạn (restricted).

Giả sử kết quả kiểm định Bounds cho thấy tồn tại mối quan hệ đồng kết hợp thì rất cần thiết, chúng ta phải ước lượng mối quan hệ trong dài hạn giữa các biến:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X1_t + \alpha_2 X2_t + V_t \tag{9}$$

Cũng như mô hình ECM thông thường

$$\Delta y_t + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum y_j \Delta X1_{t-j} + \sum \delta_k \Delta X2_{t-k} + \varphi z_{t-1} + e_t \tag{10}$$

**Bước 8:** Phân tách các tác động trong dài hạn. Sử dụng kết quả của mô hình được ước lượng ở bước 7 để đo lường các ảnh hưởng động ngắn hạn và mối quan hệ cân bằng trong dài hạn giữa các biến.

Chúng ta có thể trích các tác động trong dài hạn từ mô hình ECM không hạn chế. Xem lại phương trình (8) và lưu ý rằng tại thời điểm cân bằng trong dài hạn thì  $\Delta y_t = 0, \Delta X1_t = \Delta X2_t = 0$ . Điều này cho thấy rằng các hệ số nhân trong dài hạn của  $x1, x2$  lần lượt là  $-\left(\frac{\theta_1}{\theta_0}\right)$  và  $-\left(\frac{\theta_2}{\theta_0}\right)$ .

### 3. KẾT QUẢ VÀ THẢO LUẬN

**Bảng 1. Thống kê mô tả các biến trong mô hình**

Biến	Đvt	Quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Lớn nhất	Nhỏ nhất
INDU	%	26	28,1695	5,0453	33,3343	16,5936
INV	%	26	12,7046	12,6429	41,1375	0,2198
FDI	%	26	1,7107	0,8494	3,3940	0,1891
IR	%	26	-0,0050	5,3945	9,3552	-11,4022
ChiYT	Trđ	26	206.940	139.271	43.129	471.286
ChiGD	Trđ	26	880.769	791.403	87.421	334.759
S	Năm	26	7,905	0,9671	6,2505	9,3074
DH	%	26	0,0563	0,0325	0,0148	0,1169
URBAN	%	26	48,9163	20,9107	70,0263	19,3213
TRADE	%	26	4,5761	2,7175	14,3020	0,6889
GDPa	Ngđ	26	20.117,52	13,728,83	43.444,81	4.148,424

Nguồn: Kết quả xử lý số liệu thu thập năm 2022

Kết quả thống kê mô tả ở Bảng 1 cho thấy tỷ trọng GDP của khu vực 2 trong GRDP của cả TPCT ở mức 28,17% cho cả giai đoạn nghiên cứu và có độ lệch chuẩn không lớn, nghĩa là sự thay đổi về tốc độ CNH của TPCT không quá chênh lệch qua các năm. Khu vực 2 cũng được sự quan tâm của chính quyền

TPCT khi có những năm tỷ trọng vốn đầu tư cho khu vực 2 so với tổng vốn đầu tư chiếm gần 1/2 (41,13%) và là địa phương có mức độ đô thị hóa khá cao so với các địa phương khác trong khu vực và chung của cả nước. Trong các khoản chi cho con người thì chi Ngân sách nhà nước cho giáo dục được ưu tiên so với chi cho y tế - chăm sóc sức khỏe. Thu hút vốn

đầu tư nước ngoài vẫn là một vấn đề tồn tại và hạn chế của TPCT.

Kết quả kiểm định ADF cho thấy các chuỗi trong mô hình ước lượng là dừng hỗn hợp trong cả hai trường hợp có xu hướng hoặc không có xu hướng.

Tương tự kết quả kiểm định mối quan hệ đồng kết hợp (Bảng 3) cho thấy có nhiều hơn một mối quan hệ đồng kết hợp của các chuỗi trong mô hình ước lượng. Đây là những cơ sở cho việc sử dụng ARDL để ước lượng sự tác động của vốn con người đến quá trình công nghiệp hóa của TCPT.

**Bảng 2. Kết quả kiểm định tính dừng của các chuỗi**

Biến	Chuỗi gốc		Sai phân bậc 1		Bậc tích hợp
	Hằng số	Hằng số và xu hướng	Hằng số	Hằng số và xu hướng	
INDU	-3,4040** (0,0108)	-0,918 (0,9542)	-2,828* (0,0544)	-4,187*** (0,0047)	I(1)
INV	-1,792 (0,3844)	-1,917 (0,6457)	-6,860*** (0,0000)	-6,882*** (0,0002)	I(1)
FDI	-2,839* (0,0529)	-2,772 (0,2075)	-5,491*** (0,0000)	-5,426*** (0,0009)	I(0)
ChiYT	-0,530 (0,8861)	-2,624 (0,2688)	-6,282*** (0,0000)	-6,253*** (0,0000)	I(1)
ChiGD	2,303 (0,990)	-1,513 (0,8247)	-2,846 (0,0520)	-3,571 (0,0324)	I(1)
S	-1,188 (0,6786)	-3,357* (0,0574)	-6,545*** (0,0000)	-6,426*** (0,0000)	I(0)
DH	0,060 (0,9632)	-3,263* (0,0725)	-5,226*** (0,0000)	-5,210*** (0,0001)	I(0)
IR	-6,940*** (0,0000)	-6,782*** (0,0000)	-8,131*** (0,0000)	-7,954*** (0,0000)	I(0)
URBAN	-0,966 (0,7655)	-1,030 (0,9399)	-3,526*** (0,0073)	-3,540** (0,0353)	I(1)
GDPa	1,241 (0,9963)	-2,620 (0,2706)	-2,834* (0,0535)	-2,621 (0,2702)	I(1)
TRADE	-2,972** (0,0376)	-2,973 (0,1398)	-7,954*** (0,0000)	-5,495*** (0,000)	I(0)

Nguồn: Kết quả xử lý số liệu thu thập năm 2022

Ghi chú: \*, \*\*, \*\*\* lần lượt là các mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%, ns không có ý nghĩa thống kê

Giá trị trong ngoặc đơn ( ) là giá trị p - value

**Bảng 3. Kết quả kiểm định mối quan hệ đồng tích hợp của mô hình**

r	Thống kê trace	Giá trị kiểm định ở mức 5%
Không	297,3498	192,89
Tối đa 1	211,1463	156,00
Tối đa 2	148,2210	124,24
Tối đa 3	100,4936	94,15
Tối đa 4	<b>67,6082</b>	<b>68,52</b>
Tối đa 5	40,4866	47,21
Tối đa 6	24,3244	29,68
Tối đa 7	10,7853	15,41
Tối đa 8	5,0918	3,76

Nguồn: Kết quả xử lý số liệu thu thập năm 2022

Để nhận được một kết quả ước lượng chính xác và tin cậy nhất, kiểm định xem chuỗi số liệu có điểm gãy cấu trúc hay không được thực hiện vì năm 2004 tỉnh Cần Thơ được tách thành TPCT và tỉnh Hậu Giang. Kết quả kiểm định Gregory - Hansen test (Gregory & Hansen, 1996) cho thấy việc tách tỉnh không ảnh hưởng đến quá trình CNH của TPCT. Vì vậy, việc ước lượng không cần phải quan tâm đến vấn đề điểm gãy cấu trúc của chuỗi số liệu sử dụng.

Kiểm định Bound (Pesaran et al., 2001) được sử dụng để kiểm định các biến trong mô hình có mối quan hệ trong dài hạn hay không. Giá trị F của kiểm định Bound là 7,910 đều lớn hơn giá trị tới hạn của các chuỗi I(1). Vì vậy, giả thuyết H<sub>0</sub> (Các chuỗi

không có mối quan hệ trong dài hạn) bị bác bỏ, nghĩa là có tồn tại mối quan hệ trong dài hạn giữa các chuỗi trong mô hình ước lượng. Trên cơ sở kết quả của kiểm định Bound, mô hình EC (một dạng của mô hình ARDL) tiếp tục được ước lượng để phân tích tác động trong dài hạn và ngắn hạn của các biến độc lập đến biến phụ thuộc cũng như hệ số điều chỉnh để trở về trạng thái cân bằng trong dài hạn.

**Bảng 5. Kết quả kiểm định Bound test của mô hình**

k	F – Bound test	10%		5%		2,5%		1%	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
7	7,910	2,03	3,13	2,32	3,50	2,60	3,84	2,96	4,26

Nguồn: Kết quả xử lý số liệu thu thập năm 2022

Các kiểm định hậu ước lượng bao gồm kiểm định vấn đề tự tương quan, hiện tượng phương sai sai số thay đổi và phân phối chuẩn của phần dư cho thấy mô hình ước lượng không vi phạm các giả định. Điều này đảm bảo kết quả ước lượng có độ tin cậy cao.

Hệ số điều chỉnh có giá trị âm và có ý nghĩa ở mức 1%, điều này càng khẳng định về tồn tại mối quan hệ đồng kết hợp của các chuỗi trong mô hình ước lượng.

**Bảng 7. Kết quả hồi quy tác động trong dài hạn và ngắn hạn của mô hình**

Biến phụ thuộc: lnY	Thước đo vốn con người			
	lnYT	lnGD	S	DH
<i>Tác động trong dài hạn</i>				
<b>Hệ số điều chỉnh</b>	<b>-0,5054***</b>	<b>-0,8905***</b>	<b>-0,6262***</b>	<b>-0,3853***</b>
H	1,9950**	7,6500***	2,4360*	0,2266**
INV	0,1428***	0,0840***	0,0746*	0,2051**
FDI	3,20343***	1,9456***	1,7874*	3,4700**
IR	11,0833	43,0703**	-12,5165	-37,3694
URBAN	-0,1915**	-0,0326 <sup>ns</sup>	-0,1927*	-2,2724*
TRADE	-0,9489***	-0,5207***	-0,5020	-0,54707
LnGDPa	3,9785*	4,2700***	2,7739	7,0195**
<i>Tác động trong ngắn hạn</i>				
H	1,0083**	6,3613***	1,5257	0,0873***
INV	0,4445**	0,0699***	0,0080	0,0469**
FDI	1,6191***	1,6200***	1,1194*	1,0641**
IR	5,6024 <sup>ns</sup>	35,8619*	-56,6046	-14,4005
URBAN	-0,0968**	-0,0271 <sup>ns</sup>	-0,04176	-0,03027
TRADE	-0,4796***	-0,4336***	-0,3143	-0,2108
LnGDPa	13,9050***	23,7399***	18,5239***	17,4815***
Hằng số	-5,4882 <sup>ns</sup>	-13,4514 <sup>ns</sup>	-11,2093 <sup>ns</sup>	-15,3513 <sup>ns</sup>

Nguồn: Kết quả xử lý số liệu thu thập năm 2022

Ghi chú: \*, \*\*, \*\*\*, ns: lần lượt ứng với các mức ý nghĩa 10%, 5%, 1% và ns không có ý nghĩa

Bốn thước đo vốn con người đều có tác động đến CNH của TPCT trong cả dài hạn lẫn ngắn hạn, chỉ trừ thước đo số năm đi học bình quân của lượng lao

**Bảng 4. Kết quả kiểm tra điểm gãy cấu trúc**

	Giá trị kiểm định	Giá trị thống kê mức 1%	Giá trị thống kê mức 5%	Giá trị thống kê mức 10%
ADF	-3,73	-5,77	-5,28	-5,02
Z <sub>t</sub>	-3,74	-5,77	-5,28	-5,02
Z <sub>a</sub>	-19,52	-63,64	-53,58	-48,65

**Bảng 6. Kết quả kiểm định khuyết tật của mô hình**

Nội dung	Kiểm định	Prob>chi2
Tự tương quan	Durbin Watson	0,0963
Phương sai sai số thay đổi	White test	0,4017
Phân phối phần dư	Shapiro Wilk test	0,6386

Nguồn: Kết quả xử lý số liệu thu thập năm 2022

động là chỉ có tác động trong dài hạn. Cụ thể, nếu số năm đi học bình quân của lượng lao động tăng lên 1 năm và tăng chi tiêu cho giáo dục 1% sẽ làm tỷ trọng

giá trị sản xuất của khu vực 2 tăng lên 2,43% và 7,65% theo thứ tự. Kết quả ước lượng của thước đo số năm đi học bình quân trong nghiên cứu này tương đồng với nghiên cứu của Becker et al. (2011) về sự ảnh hưởng của vốn con người đến quá trình CNH của Prussia trong cuộc Cách mạng công nghiệp và nghiên cứu của Haraguchi et al. (2019) về sự thành công của quá trình CNH của các nước đang phát triển. Sự ảnh hưởng của biến số này có thể được giải thích là lượng lao động tham gia vào hoạt động sản xuất công nghiệp chủ yếu là lượng lao động phổ thông, trực tiếp tham gia vào sản xuất. Đây là lượng lao động trực tiếp tham gia sản xuất nên trình độ học vấn của lượng lao động này sẽ ảnh hưởng trực tiếp đến việc tiếp nhận và áp dụng các tiến bộ khoa học - kỹ thuật, công nghệ vào sản xuất để gia tăng năng suất. Hệ số tác động các thước đo vốn con người đến CNH của TPCT trong dài hạn lớn hơn tác động trong ngắn hạn. Điều này là hợp lý bởi nó thể hiện sự tác động tích lũy của các yếu tố. Nếu thước đo chỉ tiêu cho giáo dục, số năm đi học bình quân và tỷ lệ số sinh viên đại học là đo lường chất lượng nguồn nhân lực về mặt trí lực, thì thước đo chỉ tiêu ngân sách thường xuyên cho y tế đo lường về mặt thể lực của nguồn lao động.

Nhiều nghiên cứu đã chỉ ra tác động ảnh hưởng của FDI đến tăng trưởng kinh tế của các nước, trong đó đặc biệt tác động đến quá trình CNH. Điều này được giải thích là do FDI ngoài bổ sung nguồn vốn cho tăng trưởng kinh tế, CNH thì hoạt động đầu tư trực tiếp nước ngoài sẽ được thực hiện cùng với quá trình chuyển giao, tiếp nhận công nghệ, khoa học - kỹ thuật của nước tiếp nhận. Đối với Việt Nam nói chung và TPCT nói riêng, hoạt động đầu tư trực tiếp nước ngoài chủ yếu được thực hiện vào khu vực 2. Vì vậy, mặc dù tỷ trọng của FDI trong GDP của TPCT là khá thấp, nhưng nó vẫn thể hiện vai trò của hoạt động FDI đối với quá trình CNH của TPCT. Trong nghiên cứu này, FDI có tác động đến quá trình CNH trong cả ngắn hạn lẫn dài hạn ở mức ý nghĩa khác nhau.

Mức độ đô thị hóa sẽ gắn liền với quá trình dịch chuyển lao động từ nông thôn - nông nghiệp đến thành thị, công nghiệp bởi quá trình CNH cần nhiều lượng lao động làm việc trong các nhà máy, xí nghiệp. Do vậy, sự thay đổi vị trí từ nông thôn ra thành thị sẽ diễn ra thường xuyên cùng với quá trình CNH (McMillan et al., 2014) bởi vì đô thị hóa sẽ tạo ra mạng lưới đô thị, cơ sở hạ tầng đô thị. Điều này sẽ hỗ trợ, thúc đẩy quá trình CNH. Vì vậy, chỉ tiêu đô thị hóa cũng là một trong những tiêu chí nằm trong bộ tiêu chí được sử dụng để đánh giá mức độ thành công của quá trình công nghiệp hóa - hiện đại

hóa của các nền kinh tế. Mức độ đô thị hóa được chỉ ra là có tác động đến tốc độ CNH của TPCT trong cả ngắn hạn lẫn dài hạn. Tuy nhiên, hệ số tác động của biến tỷ lệ đô thị đến quá trình CNH của TPCT là âm. Điều này được giải thích bằng tỷ trọng vượt trội của lượng lao động và GDP của khu vực 3 (dịch vụ - thương mại) của TPCT. Nghĩa là quá trình đô thị hóa thì lượng lao động từ khu vực nông thôn, nông nghiệp sẽ không hẳn di chuyển sang khu vực 2 mà có thể di chuyển qua khu vực 3. Thực trạng tăng trưởng kinh tế theo khu vực của TPCT trong giai đoạn nghiên cứu cho thấy TPCT thiên về thương mại - dịch vụ hơn là công nghiệp và nông nghiệp.

GDP bình quân đầu người thể hiện mức độ tăng trưởng kinh tế và mức sống dân cư của vùng kinh tế qua từng giai đoạn. GDP bình quân đầu người được đưa vào mô hình ước lượng để tìm ra những khác biệt trong tăng trưởng kinh tế theo thời gian vì vùng kinh tế bắt đầu từ sự phát triển kinh tế thấp sẽ có nhiều khả năng bắt kịp các vùng kinh tế tiên tiến hơn và từ đó thực hiện các mô hình công nghiệp hóa bền vững (Syrquin & Chenery, 1989; Aram & Beji, 2016; Haraguchi et al., 2018). Kết quả ước lượng chỉ ra tăng trưởng kinh tế có mối quan hệ chặt chẽ đến quá trình CNH của TPCT trong cả ngắn hạn và dài hạn.

Với 2 biến độ mở thương mại và ổn định vĩ mô nền kinh tế là những biến số được đo lường từ số liệu chung của cả nước do vấn đề hạn chế của số liệu và tính chất của biến số mà không thể lấy từ nguồn số liệu riêng của TPCT. Biến thương mại trong nghiên cứu này được đo lường bằng tỷ lệ giá trị nhập khẩu so với giá trị xuất khẩu của cả nước. Khi tỷ lệ này tăng lên nghĩa là giá trị nhập khẩu và xuất khẩu càng có sự chênh lệch, cụ thể là giá trị của hàng nhập khẩu càng lớn hơn so với giá trị của hàng xuất khẩu. Vì vậy, hệ số tác động của biến TRADE đối với tốc độ CNH của TPCT mang giá trị âm. Nghĩa là khi biến TRADE tăng lên thì lượng hàng nhập khẩu tăng lên so với lượng hàng xuất khẩu, khi đó làm giảm tổng cầu đối với hàng sản xuất trong nước của nền kinh tế. Điều này tác động tiêu cực đến các doanh nghiệp sản xuất công nghiệp trong nước, trong đó có các doanh nghiệp sản xuất tại TPCT và ảnh hưởng đến quá trình CNH của cả nước và các địa phương. Sự tác động của thương mại đến CNH của TPCT trong dài hạn lớn hơn rất nhiều so với tác động ngắn hạn. Điều này thể hiện sự tác động từ từ và lâu dài, tích lũy của hoạt động xuất nhập khẩu đến hoạt động sản xuất trong nước.



Các nghiên cứu về tác động sự ổn định vĩ mô đến tăng trưởng kinh tế và CNH đã tìm thấy được bằng chứng thống kê về sự ảnh hưởng của yếu tố này đến biến phụ thuộc. Tuy nhiên, ở nghiên cứu này thì sự tác động của ổn định vĩ mô nền kinh tế Việt Nam đến quá trình CNH của TPCT còn thiếu sự chắc chắn. Điều này có thể được giải thích các biến số này được đo lường từ số liệu chung cho cả nước, hoặc các biến số này sẽ tác động đến quá trình CNH thông qua sự tác động trực tiếp của nó đến tăng trưởng kinh tế.

#### 4. KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH

Kết quả ước lượng cho thấy vốn con người được đo lường bằng 4 thước đo đều tác động đến quá trình CNH của Thành phố Cần Thơ trong dài hạn và ngắn hạn ở các mức ý nghĩa khác nhau.

Qua kết quả ước lượng, một số hàm ý chính sách về vốn con người cho quá trình CNH của TPCT trong thời gian tới được đưa ra như:

Cần nâng cao thể chất nguồn nhân lực bằng cải thiện điều kiện y tế của thành phố. Việc nâng cao tình trạng sức khỏe, nâng cao chất lượng dân số cho người lao động là tiền đề quan trọng, là nhiệm vụ có tính chất đột phá cho vấn đề nâng cao chất lượng nguồn lực con người của thành phố.

Về nâng cao chất lượng nguồn nhân lực, giáo dục là một trong những yếu tố quan trọng để cải thiện chất lượng nguồn nhân lực của TPCT. Việc bố trí ngân sách cho giáo dục tại địa phương cần cân đối để đảm bảo tối thiểu ngang bằng với tỷ lệ bình quân chung của cả nước, nâng cao tỷ lệ tiếp cận giáo dục của người dân, trình độ học vấn của người lao động và nâng cao tỷ lệ lao động có trình độ chuyên môn cao (cao đẳng, đại học).

#### LỜI CẢM ƠN

Đề tài này được tài trợ bởi Trường Đại học Cần Thơ, Mã số: T2022-52.

#### TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Aghion, P., Bounie, J., & Cohen, E. (2011). Rethinking industrial policy. *Brugel Policy Brief 04 (2011)*.
- Akkemik, K. A. (2008). Industrial development in East Asia: A comparative look at Japan, Korea, Taiwan, and Singapore. *Series on Economic Development and Growth, 3, World Scientific*.
- Aram, B., & Beji, S. (2016). The determinants of industrialization empirical evidence for Africa. *European Scientific Journal, Special 222 - 237*.
- Becker, S.G. (1964). Human capital: A theoretical and empirical analysis with special reference to education.
- Bontis, N. (1998). Intellectual capital: An exploratory study that develops measures and models. *Management Decision, 32(2), 63 - 76*.
- Chen, J., & Fleisher, B. (1996). Regional income inequality and economic growth in China. *Journal of Comparative Economics, 22, 141 - 164*.
- Elijah, J. (1979). Some determinants of industrialization in small and medium - size economies: A cross section analysis. *Indian Econ, 27(2), 81 - 90*.
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 58(3), 555 - 560*.
- Haraguchi, N., Martorano, B., & Sanfilippo, M. (2018). What factors drive successful industrialization? Evidence and implication for developing countries. *Structural Change and Economic Dynamics, 49, 269 - 274*.
- Kang, S. J., & Lee, H. (2011). Foreign direct investment and deindustrialization. *The World Economy, 34(2), 313 - 329*.
- Kaya, Y. (2010). Globalization and industrialization in 64 developing countries, 1980 - 2003. *Social Forces, 88(3), 1153 - 1182*.
- Long, P. Đ., & Nhân, L. T. M. (2018). Tác động của giáo dục đến tăng trưởng kinh tế các tỉnh, thành khu vực miền Trung. *Tạp chí Khoa học và Công nghệ Đà Nẵng, 4(125), 12-24*.
- Lucas, R. E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics, 22, 3 - 42*.
- Martorano, B., Park, D., & Sanfilippo, M. (2017). Catching - up, structural transformation, and inequality: industry - level evidence from Asia. In *Corp. Chang (Vol. 26(4), pp. 555 - 570)*.
- McMillan, M., Rodrik, D., & Verduzco - Gallo, I. (2014). Globalization, Structural Change, and Productivity Growth, with an Update on Africa. *World Development, 63, 11-32*.
- Murphy, K. M., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1989). Industrialization and the big push. *Journal of Political Economy, 97, 1003 - 1026*.
- Mincer, J. (1974). Schooling, experience and earnings. New York: Columbia University Press.
- Newman, C., Page, J., Rand, J., Shimeles, A., Soderbo, M., & Tarp, F. (2016). *Manufacturing Transformation Comparative Studies of Industrial Development in Africa and Emerging Asia*. Oxford University Press, Oxford.

- OCED. (2001). The well - being of nation: The role of human and social capital. Paris: OCED Publishing.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289 - 326.
- Rosenstein - Rodan, P. N. (1943). Problems of Industrialization of Eastern and Southern - Eastern Europe. *The Economic Journal*, 53(210), 202 - 211.
- Rowthorn, R., & Ramaswamy, R. (1997). *Deindustrialization: causes and implication*. IMF working paper no.97/42. International Monetary Fund.
- Romer, P. (1986). Increasing returns and long - run growth. *Journal of Political Economy*, 94, 1002 - 1037.
- Storm, S. (2005). Strategic factors in economic development: East Asian industrialization 1950 - 2003. *Dev Chang*, 36(6), 105 - 118.
- Syrquin, M., & Chenery, H. (1989). The decades of industrialization . *The World Bank Economic Review*, 3(1), 145 - 181.
- Szirmai, A., & Verspagen, B. (2011). Manufacturing and economic growth in developing countries, 1950 - 2005. *Structural Change and Economic Dynamics*, 34, 46 - 59.
- Tran, U. M., & Nguyen, N. T. K. (2022). Developing High Quality Human Resources In The Process of Industrialization and Modernization in Vietnam Today. *Webology*, 19(2), 814 - 829.
- Tổng cục Thống kê. (2021). *Niên giám thống kê*. Nhà xuất bản Thống kê , Hà Nội.
- UNIDO. (2013). *Sustaining employment growth: the role of manufacturing and structural change*. In: *Industrial Development report 2013*, Vienna.
- Viện Kinh tế - Xã hội Cần Thơ. (2019). Báo cáo khuyến nghị chính sách thu hút đầu tư lĩnh vực công nghiệp thành phố Cần Thơ 2019 – 2025.