



วารสารวิทยาศาสตร์ประยุกต์

THE JOURNAL OF APPLIED SCIENCE

ISSN 1513-7805 [Print] ISSN 2586-9663 [Online]

ปีที่ 20 ฉบับที่ 2 [2564] Vol.20, No.2 [2021]

THE JOURNAL IS COVERED BY:



Approved by TCI during
2020-2024



TCI

ศูนย์ดัชนีการอ้างอิงวารสารไทย
Thai-Journal Citation Index Centre



ASEAN
CITATION
INDEX

Available online at <https://www.tci-thaijo.org/index.php/JASCI>

Consulting Editors

from King Mongkut's University of Technology North Bangkok, Thailand

Assoc.Prof.Dr. Surapun Yimman

Prof.Dr. Saowanit Sukparungsee

Assoc.Prof.Dr. Kitti Bodhipadma

Editor

from King Mongkut's University of Technology North Bangkok, Thailand

Assoc.Prof. Narumol Kreua-ongarjnukool

Co-Editor

from King Mongkut's University of Technology North Bangkok, Thailand

Asst.Prof.Dr. Peerapong Pornwongthong

Asst.Prof.Dr. Nonchanutt Chudpooti

Associate Editor

from King Mongkut's University of Technology North Bangkok, Thailand

Prof.Dr. Yupaporn Areepong

Assoc.Prof.Dr. Nutsuda Sumonsiri

Assoc.Prof.Dr. Sekson Sirisubtawee

Asst.Prof.Dr. Pianpool Kamoljitprapa

Asst.Prof.Dr. Anusara Srisrual

Asst.Prof.Dr. Walaiporn Prissanaroon Ouajai

Asst.Prof.Dr. Tanapat Anusas-amornkul

Asst.Prof.Dr. Suvimol Phanyaem

Asst.Prof.Dr. Theerawut Phusantisampan

Asst.Prof.Dr. Jintawat Tanamatayarat

Asst.Prof.Dr. Sukanya Thepwatee

Editorial Advisory Board

Prof.Dr. Paul Pigram

La Trobe University, Australia

Prof.Dr. Melvin Pascall

The Ohio State University, USA

Prof.Dr. Sergey Meleshko

Suranaree University of Technology, Thailand

Emeritus Prof.Dr. Yongwimon Lenbury

Mahidol University, Thailand

Prof.Dr. Sutthisak Phongthanapanich

King Mongkut's University of Technology North Bangkok, Thailand

Prof.Dr. Anuvat Sirivat

Chulalongkorn University, Thailand

Assoc.Prof.Dr. Yaowadee Temtanapat

Thammasat University, Thailand

Assoc.Prof.Dr. Khongsak

Srikaeo Pibulsongkram Rajabhat University, Thailand

Assoc.Prof.Dr. Weeradej Meeinkuirt

Mahidol University, Thailand

Editorial Advisory Board (cont.)

Assoc.Prof.Dr. Wararit Panichkitkosolkul
Thammasat University, Thailand

Assoc.Prof.Dr. Montip Tiensuwan
Mahidol University, Thailand

Assoc.Prof.Dr. Piyapatr Busababodhin
Mahasarakham University, Thailand

Assoc.Prof.Dr. Wantida Chaiyana
Chiang Mai University, Thailand

Asst.Prof.Dr. Kwan Arayathanitkul
Mahidol University, Thailand

Asst.Prof.Dr. Narumon Emarat
Mahidol University, Thailand

Asst.Prof.Dr. Kitiporn Plaimas
Chulalongkorn University, Thailand

Asst.Prof.Dr. Chatchai Khunboa
Khon Kaen University, Thailand

Asst.Prof.Dr. Julaluk Khemacheewakul
Chiang Mai University, Thailand

Asst.Prof.Dr. Jutarat Iewkittayakorn
Prince of Songkla University, Thailand

Asst.Prof.Dr. Yanisa Laoong-u-thai
Burapha University, Thailand

Asst.Prof.Dr. Sararat Mahasaranon
Naresuan University, Thailand

Dr. Worawut Srisukkhham
Chiang Mai University, Thailand

Coordinator and Manager

from King Mongkut's University of Technology North Bangkok, Thailand

Mr. Phirom Pabu

Mr. Piyawat Sutha

Miss.Wilaiporn Khunkaew

Miss.Wilawan Sae-jeng

Miss.Kitsiya Chuchuaysuwan

Contact info

Faculty of Applied Science

King Mongkut's University of Technology North Bangkok

1518 Pracharat 1 Road, Wongsawang, Bangsue, Bangkok 10800 : Thailand

Phone: 02-555-2000#4211

Website

www.tci-thaijo.org/index.php/JASCI

JOURNAL POLICY

Focus and Scope

The Journal of Applied Science is an academic journal published biannually by the Faculty of Applied Science, King Mongkut's University of Technology North Bangkok. The Journal publishes original research and review papers either in Thai or English covering all areas of applied science and technology. The journal will not accept articles, which have been published or are being considered for publication by another journal, nor should papers published here be submitted to other journals.

"The Journal of Applied Science does not have policy to collect publication fee"

"Each articles must be evaluated by two peers (double blinded) before accepted for publication"

"Article must be revised and sent back to the journal within 4 weeks after the return for revision unless the article will be rejected"

"The Journal of Applied Science published both as hard -copies [ISSN 1513-7805 (Print)] and electronic journal [ISSN 2586-9663 (Online)] available on ThaiJO system"

Scope of the Journal

To publish academic, research and review articles covering all area of both basic and applied sciences and technology including pure and applied mathematics, statistics, chemistry and applied chemistry, physics and industrial physics, environmental science and technology, biotechnology, agro-industrial and food technology, medical science and applications, health and beauty technology, computer and informatic sciences and materials science

Peer Review Process

Each article must be double blind peer reviewed by at least 2 reviewers from the related field.

Language

Both Thai and English

Publication Frequency

Twice a year (Biannual)

First Issue: January to June

Second Issue: July to December

Courtesy by the Faculty of Applied Science,
King Mongkut's University of Technology North Bangkok

Remarks

Authors have to be responsible for any legal effects that may occur due to their opinions expressed in the articles.

TABLE OF CONTENT

On the Beta Topp-Leone Exponential Distribution

Atchariya Watthanawisut, Winai Bodhisuwan and Thidaporn Supapakorn.....1

Confidence interval for the parameter of the zero-truncated Poisson distribution

Patarawan Sangnawakij 13

Cubic B-spline and Generalised Linear Models for COVID-19 Patients in Thailand

Orathai Polsen and Pianpool Kamoljitprapa.....23

Fuzzy Cumulative Sum Control Chart for Monitoring Fuzzy Process

Thitanon Charurotkeerati.....34

The Controlled-release Phosphorus Fertilizer with Silica from Rice Husk

Patcharaporn Pimchan, Pornpan Tana, Rattanaporn Kongprom,
Sirinan Pimulkan, Ammara Thaotho and Sonchai Intachai.....43

Nutritional value and antioxidant activity of some reintroduced underutilized vegetables in Nigeria

Israel O. Otemuyiwa, Boladale W. Akinbola, Ifeoluwa O. Akinyemi,
Comfort O. Bamiro and Akinsanmi A. Akingbade.....52

Forecasting of Wollongong Prices via the Use of Statistical Methods

Warangkhan Riansut.....65

Efficiency comparison of control charts for monitoring a positive mean shift in Poisson process

Autchariya Saenkaing and Sawaporn Hinsheran.....80

A confirmatory factor model analysis of self acceptance of the elderly in Chumtabong district

Nakhonsawan province, Aweeporn Panthong, Monthaya Panchan and
Sukanya Sripongut.....94

A mixed exponentially weighted moving average - optimal synthetic modified Tukey's control chart for monitoring a symmetric process mean

Utitt Yongsang, Chanaphun Chananet and Saowanit Sukparungsee.....115

Flood Susceptibility Analysis using Geographic Information System, Frequency Ratio and Relative Frequency Ratio Methods in San Pa Tong District, Chiang Mai, Thailand

Worawit Suppawimut.....134

TABLE OF CONTENT (cont.)

Risk analysis of PM_{2.5} and PM₁₀: A case study at Khon Kaen City

Jureemat Pornsopin, Piyapatr Busababodhin, Tossapol Phoophiwfa,
Monchaya Chiangpradit and Pannarat Guayjarernpanishk.....157

Production of Puff Sticky Rice Fortified with Tuna Powder

Paponpat Pattarathitawat and Pornpachen Chuchird.....173

Effects of Watermeal (*Wolffia arrhiza* (L.) Wimm.) powder supplement to the quality of fresh noodles

Suteera Khemthong, Pattharaporn Yuthachit, Jirawan Oonmettaaree,
Laddawan Yamthonglang, Kittisak Mungphuklang and Buppachat Toboonsung.....183

Product development of massaman flavored sangyod rice (*Oryza sativa* L.) spread

Suthatip Kongkan and Orawan Oupathumpanont.....201

Effect of drying methods and conditions on yield and physicochemical properties of gac aril powder

Suthida Akkarachaneeyakorn, Ratchanon Phaisarn, Wachirawit Artsanthia and
Kumpol Krettaweemonkong.....220

Improving the physical properties of fibers from banana leaf sheath using coating for handicraft

Sopida Wisansakkul and Orawan Oupathumpanont.....243

Effect of Tungsten Precursors on the Activity of W/ZrO₂ in the Dehydration of Ethanol

Chukkapong Comsup and Peangpit Glinrun.....258

Surface Hardening of SKD61 Steel using Low-Temperature Plasma Nitriding

Suninad Kaewnaisai and Artit Chingsungnoen.....277

The Univariate Skew-Normal Distribution

Phontita Thiuthad.....293

Research Article

On the Beta Topp-Leone Exponential Distribution

Atchariya Watthanawisut¹, Winai Bodhisuwan^{1*} and Thidaporn Supapakorn¹

¹Department of Statistics, Faculty of Science, Kasetsart University, Chatuchak, Bangkok 10900, Thailand

*E-mail: fsciwnb@ku.ac.th

Received: 09/08/2020; Revised: 18/01/2021; Accepted: 14/02/2021

Abstract

In this work, a new generalized of the exponential distribution, called the beta Topp-Leone exponential distribution, is introduced. Mathematical properties of the proposed distribution are also provided, such as, some expansions of the probability density function and the cumulative distribution function, transformation, quantile function, ordinary moments, and moment generating function. The method of maximum likelihood estimation is used to estimate the unknown parameters of the proposed distribution. Also, the performance of maximum likelihood estimators is investigated through Monte Carlo simulation study. The applicability of a new distribution is illustrated by the real data set.

Keywords: Exponential distribution, Beta generated family of distributions, Topp-Leone Distribution, Topp-Leone exponential distribution, T-X family

Introduction

The exponential (E) distribution is applied to a wide range of fields: actuarial sciences, reliability, engineering, and others. Many researcher attempts to improve this distribution to become more flexible for modelling data such as, the generalized exponential or exponentiated exponential (Gupta and Kundu, 1999), the beta exponential (BE) (Nadarajah and Kotz, 2006), the beta generalized exponential (Barreto-Souza et al., 2010) and the Topp-Leone exponential (TLE) (Al-Shomrani et al., 2016) distributions. Our main focus in this paper is to introduce a new modification of exponential distribution using the T - X family of distributions (Alzaatreh et al., 2013). Let T be a random variable of a generator distribution with probability distribution function (pdf) $r(t)$ defined on $[p, q]$ and let X be a parent random variable with cumulative distribution function (cdf) $G(x)$. The cdf of T - X family is given by T

$$F_{T-X}(x) = \int_p^{W(G(x))} r(t) dt, \quad (1)$$

where $W(G(x))$ be a function of $G(x)$ and satisfy the conditions as follows

1. $W(G(x)) \in [p, q]$,
2. $W(G(x))$ is differentiable and monotonically non-decreasing,
3. $W(G(x)) \rightarrow p$ as $x \rightarrow -\infty$ and $W(G(x)) \rightarrow q$ as $x \rightarrow \infty$.

Eugene et al. (2002) pioneered this method, referred to as the beta generated (BG) family of distributions, by utilizing a beta random variable T via $W(G(x)) = G(x)$. Let $G(x; \xi)$ be a parent cdf and let $g(x; \xi) = dG(x; \xi)/dx$ be a parent probability density function (pdf) of a random variable X with parameters a, b , and the vector of parameters ξ . The pdf of BG family is

$$f_{BG}(x; a, b, \xi) = \frac{1}{B(a, b)} g(x; \xi) G(x; \xi)^{a-1} [1 - G(x; \xi)]^{b-1}, \quad a, b > 0, \quad (2)$$

where $B(a, b) = \int_0^1 t^{a-1} (1-t)^{b-1} dt$ is the beta function. The cdf of BG family is

$$F_{BG}(x; a, b, \xi) = I_{G(x; \xi)}(a, b) \quad (3)$$

where the function $I_{G(x; \xi)}(a, b)$ denotes the incomplete beta ratio function defined by

$$I_{G(x; \xi)}(a, b) = \frac{B_{G(x; \xi)}(a, b)}{B(a, b)}$$

where $B_{G(x; \xi)}(a, b) = \int_0^{G(x; \xi)} t^{a-1} (1-t)^{b-1} dt$ is the incomplete beta function. Furthermore, by using this method, Al-Shomrani et al. (2016) introduced the Topp-Leone generated (TLG) family of distributions and the TLE distribution with its properties and application to the times to failure of components. Let X be a random variable having TLE distribution with parameters $c, \lambda > 0$, denoted $X \sim \text{TLE}(c, \lambda)$. The cdf and pdf of TLE distribution are given by

$$G_{\text{TLE}}(x; c, \lambda) = (1 - e^{-2\lambda x})^c, \quad x > 0 \quad (4)$$

and

$$g_{\text{TLE}}(x; c, \lambda) = 2c\lambda e^{-2\lambda x} (1 - e^{-2\lambda x})^{c-1}, \quad x > 0, \quad (5)$$

respectively. The rest of paper is structured as follows. In part of results, a new modification of exponential distribution called the beta Topp-Leone exponential distribution is proposed in Section 1. Some expansions of the beta Topp-Leone exponential distribution are obtained in Section 2. Some of its mathematical properties are investigated in Section 3. The proposed distribution parameters are estimated by maximum likelihood estimation in Section 4. A Monte Carlo simulation study is provided in Section 5. In Section 6, the flexibility of the proposed distribution will be explored through application to real data sets. Finally, the last section is the conclusion.

Results

1. The Beta Topp-Leone Exponential Distribution

We introduce the beta Topp-Leone exponential (BTLE) distribution by setting $G(x; \xi) = G_{\text{TLE}}(x; c, \lambda)$ in Equation (3). Let X be a random variable having BTLE distribution with the vector of parameters $\Theta = (a, b, c, \lambda)^T$ where $a, b, c, \lambda > 0$, denoted $X \sim \text{BTLE}(a, b, c, \lambda)$. The cdf and pdf of the BTLE distribution are obtained as

$$F_{\text{BTLE}}(x; \Theta) = I_{(1-e^{-2\lambda x})^c}(a, b), \quad x > 0, \quad (6)$$

and

$$f_{\text{BTLE}}(x; \Theta) = \frac{2c\lambda}{B(a, b)} e^{-2\lambda x} (1 - e^{-2\lambda x})^{ac-1} [1 - (1 - e^{-2\lambda x})^c]^{b-1}, \quad x > 0, \quad (7)$$

respectively. The BTLE distribution reduces to the TLE distribution when $a = 1$ and $b = 1$. If $c = 1$ it reduces to the beta transmuted exponential distribution with transmuted parameter equals to 1. If $b = 1$ in addition to $c = 1$, it gives as the exponentiated transmuted exponential distribution with transmuted parameter equals to 1. The exponentiated Topp-Leone exponential distribution is also a sub-distribution when $b = 1$. The transmuted exponential distribution with transmuted parameter equals to 1 is clearly a sub-distribution for $a = 1, b = 1$ and $c = 1$. Plots

of the BTLE pdf for some specific values of parameters a, b, c , and λ are shown in Figures 1, respectively.

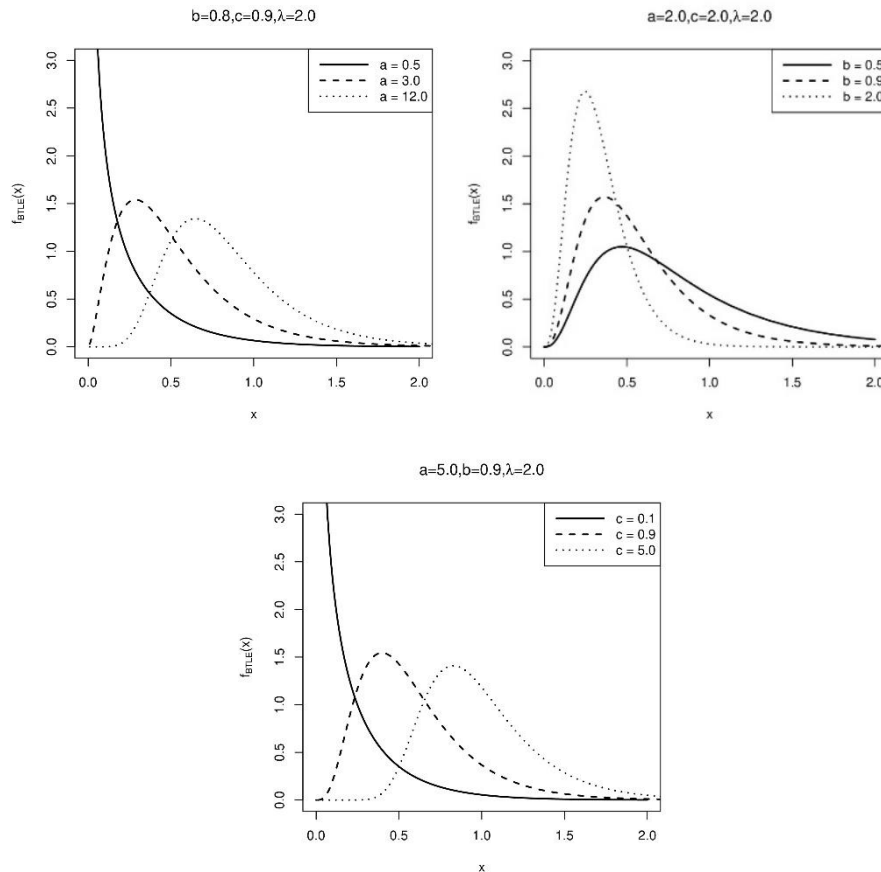


Figure 1 Plots of the BTLE pdf for some specific values of the parameters

2. Expansions for the BTLE Distribution

Some useful expansions for Equations (6) and (7) can be derived using the exponentiated exponential (EE) distribution. Let X_α be a random variable having the EE distribution with parameters $\alpha, \lambda > 0$, denoted $X_\alpha \sim \text{EE}(\alpha, \lambda)$ and the pdf and cdf of EE distribution are $f_{\text{EE}}(x; \alpha, \lambda) = \alpha \lambda (1 - e^{-\lambda x})^{\alpha-1} e^{-\lambda x}$ and $F_{\text{EE}}(x; \alpha, \lambda) = (1 - e^{-\lambda x})^\alpha$, respectively.

Firstly, for real non-integer $b > 0$, the term of $(1 - t)^{b-1}$ under the integral is replaced by the power series, and is expressed as

$$\begin{aligned} \int_0^x t^{a-1} (1-t)^{b-1} dt &= \sum_{i=0}^{\infty} (-1)^i \binom{b-1}{i} \int_0^x t^{a+i-1} dt \\ &= \sum_{i=0}^{\infty} \frac{1}{a+i} (-1)^i \binom{b-1}{i} x^{a+i}, \end{aligned}$$

where the binomial coefficient $\binom{b-1}{i} = \Gamma(b)/\Gamma(b-i)i!$ is defined for any real b . From Equation (6), we obtain

$$F_{BTLE}(x; \Theta) = \frac{1}{B(a, b)} \sum_{i=0}^{\infty} \frac{1}{a+i} (-1)^i \binom{b-1}{i} \left[1 - \left(1 - (1 - e^{-\lambda x}) \right)^2 \right]^{c(a+i)}.$$

Using the binomial expansion once more, the cdf of BTLE family will be

$$F_{BTLE}(x; \Theta) = \sum_{i,j=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{2j} w_{i,j,k} F_{EE}(x; k, \lambda) \quad (8)$$

where,

$$w_{i,j,k} = \frac{(-1)^{i+j+k}}{B(a, b)(a+i)} \binom{b-1}{i} \binom{c(a+i)}{j} \binom{2j}{k}.$$

By differentiating Equation (8), we obtain

$$f_{BTLE}(x; \Theta) = \sum_{i,j=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{2j} w_{i,j,k} f_{EE}(x; k, \lambda). \quad (9)$$

If $b > 0$ is an integer, the index i in Equations (8) and (9) will stop at $b-1$, and if both a and c are integers, then the index j will run and stop at $c(a+i)$.

3. Mathematical Properties

In this section, some mathematical properties of the BTLE distribution, including transformation, quantile function, ordinary moments and moment generating function, are provided.

3.1 Transformation

Let B be a random variable having a beta distribution with parameters a and b . By inverting Equation (4), we will obtain

$$X = \left\lceil \frac{\log(1 - B^{1/c})}{-2\lambda} \right\rceil \quad (10)$$

follows a BTLE distribution with parameters a , b , c , and λ .

3.2 Quantile function

Let U be a random variable having a uniform on interval $(0,1)$. By inverting Equation (6), the quantile function, $Q(u) = F^{-1}(u)$, of the BTLE distribution is

$$Q_{BTLE}(u; \Theta) = \left\lceil \frac{\log \left[1 - \left(I_u^{-1}(a, b) \right)^{1/c} \right]}{-2\lambda} \right\rceil, \quad 0 < u < 1, \quad (11)$$

where $I_u^{-1}(a, b)$ is the inverse of the incomplete beta ratio function (Majumder and Bhattacharjee, 1973).

3.3 Ordinary Moments

The r th ordinary moment of the BTLE distribution can be straightforwardly obtained from Equation (9) as

$$\mu'_r = E(X^r) = \sum_{i,j=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{2j} w_{i,j,k} E(X_k^r). \quad (12)$$

where $E(X_k^r)$ is the r th ordinary moment of the EE distribution. Nadarajah (2011) that the r th moment of the EE distribution is

$$E[X_\alpha^r] = \frac{(-1)^r \alpha}{\lambda^r} \frac{\partial^r}{\partial d^r} B(\alpha, d+1-\alpha) \Big|_{d=\alpha}. \quad (13)$$

From Equations (12) and (13), the r th ordinary moment of the BTLE distribution is

$$\mu'_r = \frac{(-1)^r}{\lambda^r} \sum_{i,j=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{2j} k w_{i,j,k} \frac{\partial^r}{\partial d^r} B(k, d+1-k) \Big|_{d=k}. \quad (14)$$

3.4 Moment Generating Function

The moment generating function (mgf) of X , $M_X(t) = E(e^{tX})$, can be written from Equation (9) as

$$M_X(t) = \sum_{i,j=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{2j} w_{i,j,k} M_{X_k}(t), \quad (15)$$

where $M_{X_k}(t)$ is the mgf of the EE distribution. Nadarajah (2011) shows that the mgf of the EE distribution is

$$M_{X_\alpha}(t) = \alpha B\left(1 - \frac{t}{\lambda}, \alpha\right). \quad (16)$$

From Equations (15) and (16), the mgf of the BTLE distribution is

$$M_X(t) = \sum_{i,j=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{2j} k w_{i,j,k} B\left(1 - \frac{t}{\lambda}, k\right). \quad (17)$$

4. Maximum Likelihood Estimation

Let $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)^T$ be a random sample of size n from the BTLE distribution. The likelihood function for the vector of parameters $\boldsymbol{\theta} = (a, b, c, \lambda)^T$ is

$$\begin{aligned} L(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{x}) &= \prod_{i=1}^n f_{\text{BTLE}}(x_i; \boldsymbol{\theta}) \\ &= \prod_{i=1}^n \left[\frac{2c\lambda}{B(a,b)} e^{-2\lambda x_i} (1 - e^{-2\lambda x_i})^{ac-1} [1 - (1 - e^{-2\lambda x_i})^c]^{b-1} \right]. \end{aligned}$$

The corresponding log-likelihood function is

$$\begin{aligned} \ell(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{x}) &= \log L(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{x}) = \sum_{i=1}^n \log f_{\text{BTLE}}(x_i; \boldsymbol{\theta}) \\ &= -n \log B(a,b) + n \log(2) + n \log(c) + n \log(\lambda) + n \log(c) - 2\lambda \sum_{i=1}^n x_i^\lambda \\ &\quad + (ac-1) \sum_{i=1}^n \log(1 - v_i^2) + (b-1) \sum_{i=1}^n \log[1 - (1 - v_i^2)^c], \end{aligned}$$

where $v_i = e^{-\lambda x_i}$ is a transformed observation. The maximum likelihood estimator (MLE) $\hat{\Theta}$ of the vector of unknown parameters Θ in Equation (18) can be obtained by the score function

$$U(\Theta) = \frac{\partial \ell(\Theta; \mathbf{x})}{\partial \Theta} = 0.$$

The components of the score function are

$$U_a(\Theta) = n(\psi(a+b) - \psi(a)) + c \sum_{i=1}^n \log(1 - v_i^2),$$

$$U_b(\Theta) = n(\psi(a+b) - \psi(b)) + \sum_{i=1}^n \log[1 - (1 - v_i^2)^c],$$

$$U_c(\Theta) = \frac{n}{c} + a \sum_{i=1}^n \log(1 - v_i^2) - (b-1) \sum_{i=1}^n \frac{(1 - v_i^2)^c \log(1 - v_i^2)}{1 - (1 - v_i^2)^c},$$

$$U_\lambda(\Theta) = \frac{n}{\lambda} - 2 \sum_{i=1}^n x_i + 2(ac-1) \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{v_i^{-2} - 1} - 2c(b-1) \sum_{i=1}^n \frac{x_i(1 - v_i^2)^c}{(v_i^{-2} - 1)(1 - (1 - v_i^2)^c)},$$

where $v_i = e^{-\lambda x_i}$ and $\psi(\cdot)$ is the digamma function. However, these non-linear equations cannot be solved analytically. Therefore, the value of MLE $\hat{\Theta}$ that maximizes the log-likelihood function can be computed numerically from the non-linear equations utilizing the optimr package (Nash, 2016) in R programming language (R Core Team, 2020).

For interval estimation on the vector of parameters Θ , the observed Fisher information matrix $J(\Theta)$ is obtained because it is not always possible to compute expected Fisher information matrix $I(\Theta)$. The 4×4 observed Fisher information matrix is defined by

$$J(\Theta) = -\frac{\partial^2 \ell(\Theta; \mathbf{x})}{\partial \Theta \partial \Theta^T} = - \begin{bmatrix} J_{aa} & J_{ab} & J_{ac} & J_{a\lambda} \\ \cdot & J_{bb} & J_{bc} & J_{b\lambda} \\ \cdot & \cdot & J_{cc} & J_{c\lambda} \\ \cdot & \cdot & \cdot & J_{\lambda\lambda} \end{bmatrix}$$

where the elements of $J(\Theta)$ are given by

$$J_{aa} = n(\psi'(a+b) - \psi'(a)),$$

$$J_{bb} = n(\psi'(a+b) - \psi'(b)),$$

$$J_{cc} = -\frac{n}{c^2} - (b-1) \sum_{i=1}^n \frac{(1 - v_i^2)^c \log^2(1 - v_i^2)}{[1 - (1 - v_i^2)^c]^2},$$

$$J_{\lambda\lambda} = -\frac{n}{\lambda^2} - 4(ac-1) \sum_{i=1}^n \frac{x_i^2 v_i^{-2}}{(v_i^{-2} - 1)^2} - 4c(b-1) \sum_{i=1}^n \frac{x_i^2 (1 - v_i^2)^c \{v_i^{-2} [(1 - v_i^2)^c - 1] + c\}}{(v_i^{-2} - 1)^2 [1 - (1 - v_i^2)^c]^2},$$

$$J_{ab} = n\psi'(a+b),$$

$$J_{ac} = \sum_{i=1}^n \log(1 - v_i^2),$$

$$J_{a\lambda} = 2c \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{v_i^{-2} - 1},$$

$$J_{bc} = \sum_{i=1}^n \frac{(1 - v_i^2)^c \log(1 - v_i^2)}{(1 - v_i^2)^c - 1},$$

$$J_{b\lambda} = 2c \sum_{i=1}^n \frac{x_i(1 - v_i^2)^c}{(v_i^{-2} - 1)[(1 - v_i^2)^c - 1]},$$

$$J_{c\lambda} = 2a \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{v_i^{-2} - 1} + 2(b-1) \sum_{i=1}^n \frac{x_i(1-v_i^2)^c[(1-v_i^2)^c - c \log(1-v_i^2) - 1]}{(v_i^{-2} - 1)[1 - (1-v_i^2)^c]^2},$$

where $v_i = e^{-\lambda x_i}$ and $\psi'(\cdot)$ is the derivative of the digamma function. The total Fisher information matrix is $J_n(\boldsymbol{\theta}) = nJ(\boldsymbol{\theta})$. In addition, the second partial derivatives can be numerically computed by using numDeriv package (Gilbert and Varadhan, 2019) in R programming language (R Core Team, 2020).

The asymptotic distribution of $\sqrt{n}(\hat{\boldsymbol{\theta}} - \boldsymbol{\theta})$ is multivariate normal $N_4(\mathbf{0}, I(\boldsymbol{\theta})^{-1})$ where $I(\boldsymbol{\theta})$ is the expected Fisher information matrix. For construct asymptotic confidence intervals, the $I(\boldsymbol{\theta})$ can be replaced by $J(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ that is the observed Fisher information matrix calculated at $\hat{\boldsymbol{\theta}}$. The corresponding asymptotic confidence intervals with significance level α for each parameter are

$$\hat{a} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{J^{aa}}, \quad \hat{b} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{J^{bb}}, \quad \hat{c} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{J^{cc}}, \quad \hat{\lambda} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{J^{\lambda\lambda}},$$

where $z_{\alpha/2}$ is the quantile $1 - \alpha/2$ of the standard normal distribution and J^{aa}, J^{bb}, J^{cc} , and $J^{\lambda\lambda}$ are the diagonal elements of variance-covariance matrix $\boldsymbol{\Sigma} = J_n(\hat{\boldsymbol{\theta}})^{-1}$.

5. Simulation study

A Monte Carlo simulation study is conducted to investigate the performance of the MLEs based on bias and root mean square error (RMSE). We consider sample sizes $n = 15, 25, 50, 100, 250, 500$ and the different values of the BTLE parameters a, b, c , and λ : $a = 0.6, b = 0.4, c = 1$, and $\lambda = 2$ (non-increasing pdf) and $a = 2, b = 0.75, c = 1.5$, and $\lambda = 3$ (right-skewed pdf). The experiment is repeated 2000 times. An algorithm for generating a BTLE random variable X with parameters a, b, c , and λ :

- i. Generate a beta random variable with parameters a and b , $B \sim \text{Beta}(a, b)$.
- ii. Set $X = \left\lceil \frac{\log(1-B^{1/c})}{-2\lambda} \right\rceil$.

Table 1 gives the average parameter estimates, average bias, and average RMSE of the MLEs. The results show that the MLEs are the asymptotically unbiased and consistent, i.e., the bias and RMSE decrease when the sample size increases.

Table 1 The average parameter estimates, average bias, and average RMSE

Sample size	Parameters	BTLE(0.6,0.4,1,2)			BTLE(2,0.75,1.5,3)		
		Parameter estimates	Bias	RMSE	Parameter estimates	Bias	RMSE
15	a	2.662	2.062	4.366	5.125	3.125	6.750
	b	4.608	4.208	11.160	10.186	9.436	18.345
	c	4.039	3.039	7.682	7.294	5.794	10.848
	λ	4.295	2.295	4.827	5.284	2.284	6.609
25	a	2.561	1.961	3.990	3.039	3.125	6.750
	b	3.033	2.633	7.124	7.865	9.436	18.345
	c	2.549	1.549	4.844	7.670	6.170	12.594
	λ	4.083	2.083	4.278	5.122	2.122	5.689
50	a	1.811	1.211	2.619	3.056	1.056	3.019
	b	1.563	1.163	3.386	3.584	2.834	6.504
	c	1.673	0.673	2.472	3.799	2.299	6.086

100	λ	3.765	1.765	3.441	4.324	1.324	4.334
	a	1.469	0.869	1.849	2.497	0.497	2.317
	b	1.291	0.891	2.198	2.268	1.518	3.374
	c	1.286	0.286	1.356	3.421	1.921	4.932
250	λ	2.973	0.973	2.533	3.560	0.560	2.960
	a	1.205	0.605	1.382	2.861	0.861	2.321
	b	0.819	0.419	1.359	1.674	0.924	2.327
	c	1.154	0.154	1.003	2.161	0.661	2.061
500	λ	2.640	0.640	1.846	3.061	0.061	1.786
	a	0.852	0.252	0.896	2.440	0.440	1.911
	b	0.994	0.594	1.458	1.271	0.521	1.707
	c	1.293	0.293	1.106	2.247	0.747	2.044
	λ	2.176	0.176	1.511	2.945	-0.055	1.271

6. Application

In this section, the fitted results of the BTLE, BE, TLE, and E distributions are compared with real data set to demonstrate the flexibility and applicability of the proposed distribution among the other distributions. In order to evaluate whether the distribution is appropriate, the many statistical tools are considered: the criteria of Akaike's information criterion (AIC) (Akaike, 1974), Bayesian information criterion (BIC) (Schwarz, 1978) and Anderson-Darling test, A^* (Stephens, 1974). The data set is the strength of glass fibres of lengths 1.5 cm from the National Physical Laboratory in England (Smith and Naylor, 1987). Table 2 gives a descriptive statistics summary of these data.

Table 2 Descriptive statistics summary of the data

n	Mean	Standard Deviation	Median	Min	Max	Skewness	Kurtosis
63	1.51	0.32	1.59	0.55	2.24	-0.88	0.80

The maximum likelihood estimates (the standard error (SE) is given in parentheses), the values of minus loglikelihood, AIC, BIC and A^* of the distributions for real data set are shown in Table 3. The lower the values of these statistics indicate a better fit to the data. Since these findings suggest that the BTLE distribution has the lowest AIC, BIC and A^* values, it follows that the BTLE distribution could be a suitable distribution for the fitting of the data. The histogram and the estimated pdf plots of the data are illustrated in Figure 2(a). In Figure 2(b), the empirical cdf and the estimated cdf plots for the data are shown. Furthermore, the goodness-of-fit plots for BTLE, BE, TLE, and E distributions that consist of Q-Q and P-P plots are presented in Figure 3, respectively. The conclusion of these plots indicates that BTLE distribution provides a better fit for the data.

Table 3 The MLEs (SEs), minus log-likelihood, AIC, BIC, and Anderson-Darling test

Parameter estimates	Distributions			
	E	TLE	BE	BTLE
$\hat{a}$	-	-	17.476 (3.127)	0.381 (0.195)
$\hat{b}$	-	-	47.795 (115.945)	115.368 (130.168)
$\hat{c}$	-	31.296 (9.497)	-	23.309 (15.724)
$\hat{\lambda}$	0.664 (0.084)	1.305 (0.119)	0.209 (0.443)	0.454 (0.178)
-log-likelihood	88.83	31.383	24.002	15.467
AIC	179.661	66.767	54.004	38.934
BIC	181.804	71.053	60.434	47.506
A^*	3.127	4.286	3.127	1.378
(p-value)	(0.024)	(0.006)	(0.024)	(0.208)

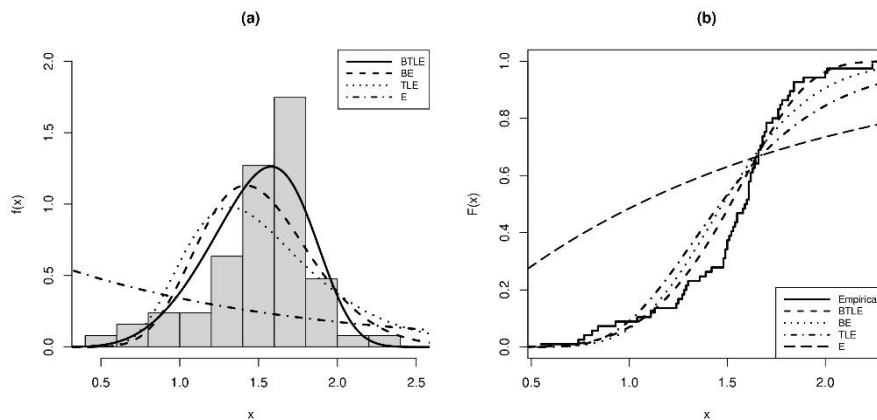
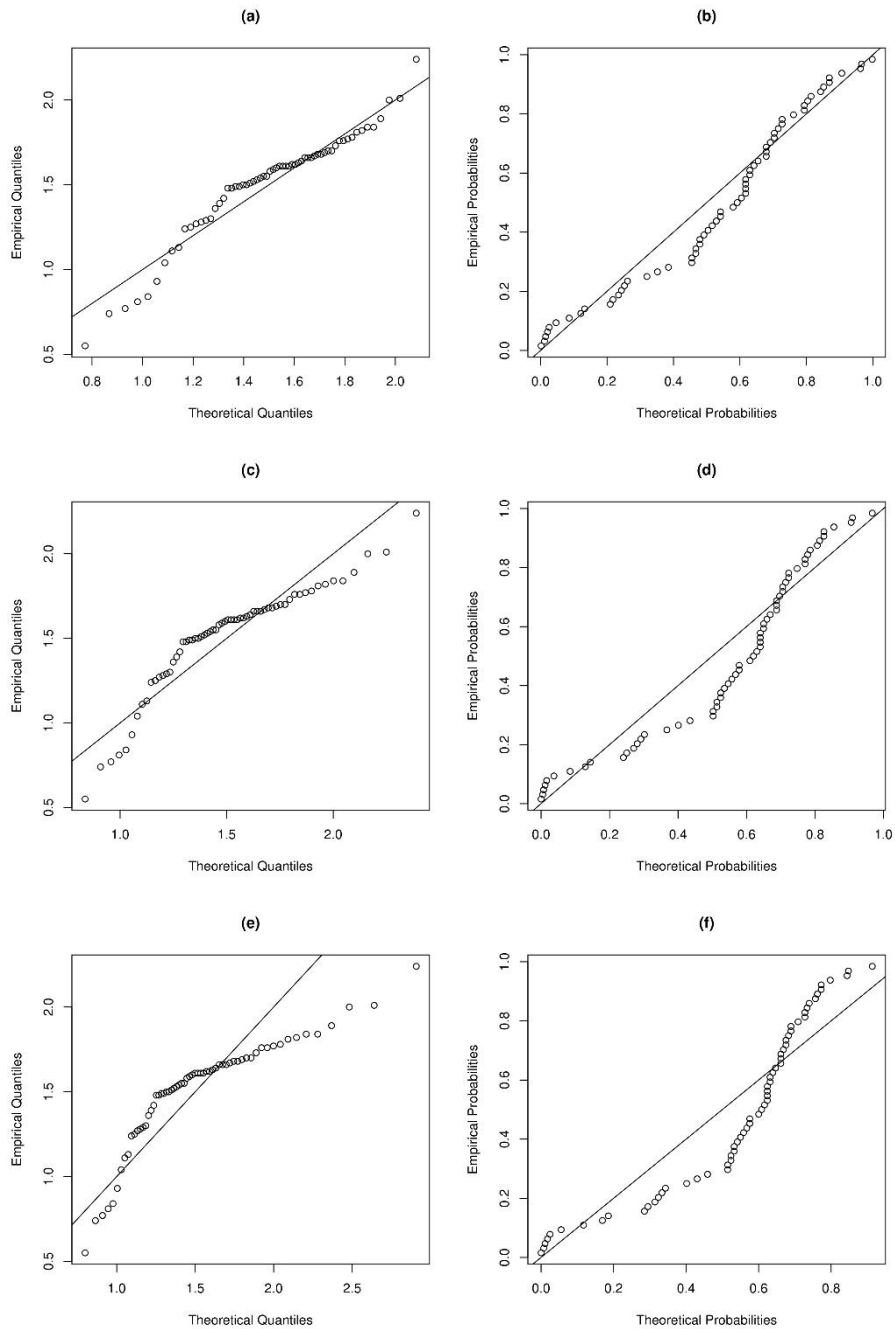


Figure 2 (a) The histogram of the data and plots estimated densities of the fitted distributions
(b) The empirical cdf of the data and plots estimated cdfs of the fitted distributions



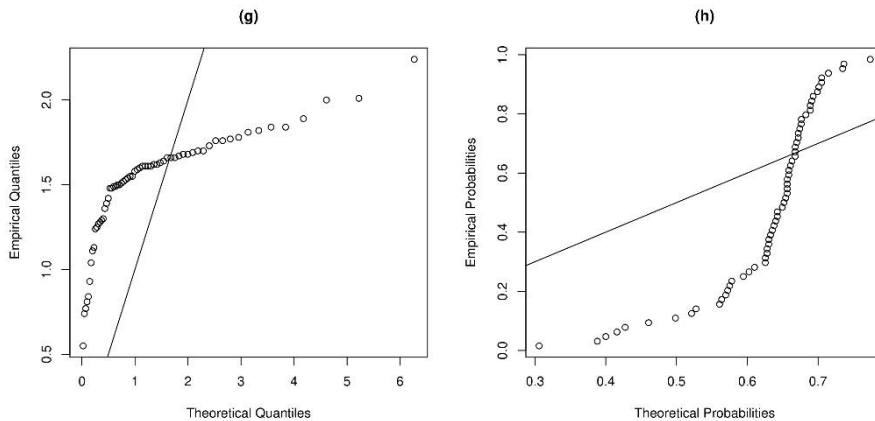


Figure 3 (a)-(b) Q-Q and P-P plots for the BTLE distribution, (c)-(d) Q-Q and P-P plots for BE distribution, (e)-(f) Q-Q and P-P plots for TLE distribution, and (g)-(h) Q-Q and P-P plots for E distribution fitted to the data

In addition, the variance-covariance matrix for the data is

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 0.038 & 5.100 & -2.826 & -0.027 \\ 5.100 & 16937.844 & -882.456 & -15.980 \\ -2.826 & -882.456 & 247.195 & 2.643 \\ -0.027 & -15.980 & 2.643 & 0.032 \end{bmatrix}$$

Finally, we will obtain the $100(1 - \alpha)\%$ asymptotic confidence intervals of the BTLE parameters $\Theta = (a, b, c, \lambda)^T$, where $\alpha = 0.90, 0.95, 0.99$ in Table 4.

Table 4 The asymptotic confidence intervals of the BTLE parameters based on the data

Parameters	90%		95%		99%	
	Lower	Upper	Lower	Upper	Lower	Upper
a	0.060	0.702	-0.001	0.763	-0.121	0.883
b	-98.739	329.475	-139.757	370.493	-219.923	450.659
c	-2.555	49.173	-7.509	54.127	-17.193	63.811
λ	0.161	0.747	0.105	0.803	-0.004	0.921

Conclusions

A new four-parameter distribution called the beta Topp-Leone exponential distribution is proposed. Its cdf and pdf of the proposed distribution are derived. Some of its mathematical properties, i.e. some expansions of pdf and cdf, transformation, quantile function, ordinary moments and mgf are presented. The maximum likelihood estimation is used to find out the parameter estimates for the BTLE distribution. Through Monte Carlo simulation study we demonstrated that, the bias and RMSE of MLEs decrease as the sample size increases. Results of fitting the BTLE, BE, TLE and E distributions to the real data set are evaluated. Considering the values of AIC, BIC, and Anderson-Darling test, it suggests that the BTLE distribution could

outperform the other distributions. We hope that the BTLE distribution may attract wider applications in various areas such as reliability, engineering, and others.

Acknowledgement

This paper was made possible by Department of Statistics, Faculty of Science, Kasetsart University, Graduate School Kasetsart University and Science Achievement Scholarship of Thailand (SAST).

References

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723. <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>
- Al-Shomrani, A., Arif, O., Shawky, A., Hanif, S., & Shahbaz, M. Q. (2016). Topp-leone family of distributions: some properties and application. *Pakistan Journal of Statistics and Operation Research*, 12(3), 443-451. <https://doi.org/10.18187/pjsor.v12i3.1458>
- Alzaatreh, A., Lee, C., & Famoye, F. (2013). A new method for generating families of continuous distributions. *Metron*, 71(1), 63-79. <https://doi.org/10.1007/s40300-013-0007-y>
- Barreto-Souza, W., Santos, A. H., & Cordeiro, G. M. (2010). The beta generalized exponential distribution. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 80(2), 159-172. <https://doi.org/10.1080/00949650802552402>
- Eugene, N., Lee, C., & Famoye, F. (2002). Beta-normal distribution and its applications. *Communications in Statistics-Theory and methods*, 31(4), 497-512. <https://doi.org/10.1081/STA-120003130>
- Gilbert, P., & Varadhan, R. (2019). numDeriv: Accurate numerical derivatives. R package version 2016.8-1.1.
- Gupta, R. D., & Kundu, D. (1999). Theory & methods: Generalized exponential distributions. *Australian & New Zealand Journal of Statistics*, 41(2), 173-188. <https://doi.org/10.1111/1467-842X.00072>
- Majumder, K. L., & Bhattacharjee, G. P. (1973). Algorithm AS 64: Inverse of the incomplete beta function ratio. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, 22(3), 411-414. <https://doi.org/10.2307/2346798>
- Nadarajah, S. (2011). The exponentiated exponential distribution: a survey. *AStA Advances in Statistical Analysis*, 95, 219-251. <https://doi.org/10.1007/s10182-011-0154-5>
- Nadarajah, S., & Kotz, S. (2006). The beta exponential distribution. *Reliability Engineering & System Safety*, 91(6), 689-697. <https://doi.org/10.1016/j.ress.2005.05.008>
- Nash, J. C., & Varadhan, R. (2016). *optimr: A replacement and extension of the optim function*. <http://cran.r-project.org/web/packages/optimx/index.html>
- R Core Team, R. (2020). R: A Language and Environment for Statistical Computing. *R Foundation for Statistical Computing*. Vienna, Austria.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, 6(2), 461-464. <https://doi.org/10.2307/2958889>
- Smith, R. L., & Naylor, J. (1987). A comparison of maximum likelihood and bayesian estimators for the three-parameter weibull distribution. *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)*, 36(3), 358-369. <https://doi.org/10.2307/2347795>
- Stephens, M. A. (1974). Edf statistics for goodness of fit and some comparisons. *Journal of the American statistical Association*, 69(347), 730-737. <https://doi.org/10.2307/2286009>

Research Article

Confidence interval for the parameter of the zero-truncated Poisson distribution

Patarawan Sangnawakij^{1*}

¹Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science and Technology, Thammasat University, 12120 Thailand

*E-mail: patarawan@mathstat.sci.tu.ac.th

Received: 27/12/2020; Revised: 27/03/2021; Accepted: 17/04/2021

Abstract

This paper introduces a confidence interval for the parameter in a zero-truncated Poisson distribution. We adjust the profile likelihood method to construct this confidence interval by using a function of parameter as a nuisance. The performance of the proposed estimator is investigated through simulations, and compared with the conventional Wald confidence interval. From the results, the proposed estimator provides a good performance in terms of coverage probability in all cases in the study. It also has the short interval length. The practicality of our approach is confirmed by application to two real datasets, on a cholera-epidemic and on mortality rates of infants on an estate.

Keywords: coverage probability, interval estimation, non-zero count, Wald method

Introduction

Parameter estimation is an important method in statistical inference. It is widely used in applications and research areas that rely on continuous or count data. Many approaches have been proposed for estimating the parameter of interest with good accuracy. In particular, interval estimation has been developed for the parameters, reliability functions, and applied in many areas, such as medical science, social science, and engineering. This method is used to calculate an interval, or range, of plausible values of an unknown parameter (Casella & Berger, 2002). It can also describe the probability level at which the confidence interval will contain the true value, in contrast with point estimation which provides an approximate value only.

In this paper, we focus on the count outcome variable as a Poisson distribution. Let X be a Poisson variable with parameter mean $\lambda > 0$. It is denoted as $X \sim P(\lambda)$. The probability density function (PDF) of X is given by

$$P(X = x) = \frac{\exp(-\lambda)\lambda^x}{x!},$$

where the observed value $x = 0, 1, 2, \dots$. This probability model is usually used in analysis of data containing zero and positive events that have low probabilities of occurrence within some definite time or area range. However, observed data can be truncated. Only positive values of the Poisson variable are available, or no zero counts are observed at all. In such a case, the *zero-truncated Poisson* (ZTP) distribution is therefore more appropriate than the Poisson model (Dietz & Böhning, 2000). The ZTP model is often used in socio-economical applications, including research on alcohol and illicit drug use in the social sciences, and biological sciences. The general PDF of the ZTP variable is given by

$$\frac{P(X = x, \lambda)}{P(X > 0, \lambda)} = \frac{P(X = x, \lambda)}{1 - P(X = 0, \lambda)},$$

where $x = 1, 2, 3, \dots$ (Tang et al., 2012). Figure 1 depicts the ZTP distribution for different values of λ . Papers related to parameter estimation in the Poisson distribution with missing zero have been discussed by Dahiya & Gross (1973), Johnson et al. (2005), and Nasiri (2011; 2015). For interval estimation, Daidoji & Iwasaki (2012) introduced a confidence interval for λ in a ZTP distribution. They derived the likelihood function and estimated the variance of the maximum likelihood (ML) estimator for building the confidence interval using the Wald method. Simulations were used to confirm the performance of the confidence interval. It was found that the coverage probabilities of the confidence interval proposed by Daidoji & Iwasaki (2012) were lower than the target probability in many cases, especially when the sample sizes were less than 50. Many techniques have been developed to estimate the functions of parameter in the distribution related to the Poisson model. However, most of them were considered in the zero-inflated Poisson (ZIP) distribution, for example, Taylor et al. (2001), Zhou & Tu (2000), Chen et al. (2010), and Paneru et al. (2018).

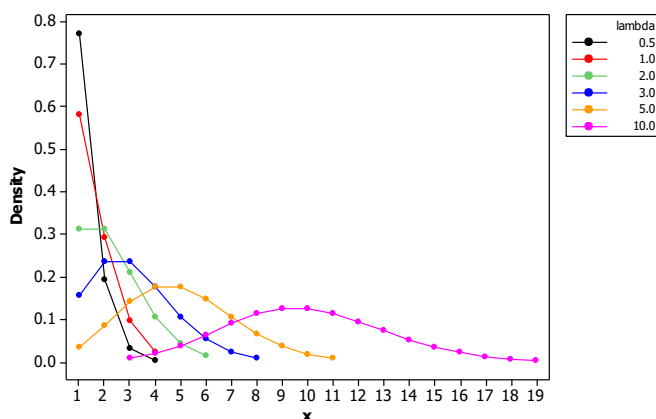


Figure 1 Zero-truncated Poisson probability density for different values of λ

We know that confidence interval which has a high coverage probability will cover the true parameter value better than that has a low coverage probability. However, as noted in Daidoji & Iwasaki (2012) little papers on interval estimation for the ZTP distribution have been shown. The confidence interval introduced in that paper is also unsatisfactory in terms of coverage probability. So, we see that this is an important problem and needed to address. The *profile likelihood* is an alternative approach for dealing with the nuisance parameters in a distribution. It can be used to derive the variance of the ML estimator (Young & Smith, 2005; Böhning et al., 2008). For the ZTP distribution, we know that λ is the only one parameter in the model. The profile method is then reasonably adjusted in this case. The idea for constructing the confidence interval in this paper is that we assume a function of the population mean, in terms of exponential, of the ZTP distribution to be a nuisance parameter, and eliminate this function using the profile method. Then, the parameter of interest is estimated. The variance of the estimator obtained from this method is used to build the new confidence interval for λ in the ZTP distribution, which may improve the coverage probability of the confidence interval. Our approach will show here that eliminating a complex function of parameter by using a simple form can be used and will provide a good estimator.

The rest of this paper is organized as follows. In Section 2, the definition of the ZTP distribution and the confidence interval of Daidoji & Iwasaki (2012) for λ are explained. We also derive the likelihood using the adjusted profile function method and introduce the novel confidence interval in Section 2. In Section 3, we investigate the performance of the proposed confidence interval using simulations in various situations, and compare it with that of the existing estimator. Two real data examples are used to illustrate our method and presented in Section 4. Finally, Section 5 presents our conclusions.

Methods

Let $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ be a random sample of size n from a zero-truncated Poisson (ZTP) distribution. The conditional PDF of Y is given by

$$P(Y = y_i | y_i > 0, \lambda) = \frac{\exp(-\lambda) \lambda^{y_i} / y_i!}{1 - \exp(-\lambda)},$$

for $i = 1, 2, \dots, n$. The observed value $y_i = 1, 2, 3, \dots$ and the mean parameter of the un-truncated Poisson distribution $\lambda > 0$. The mean and variance of Y are given by

$$E(Y) = \frac{\lambda}{1 - \exp(-\lambda)} \quad)1($$

and

$$\text{Var}(Y) = \frac{\lambda}{1 - \exp(-\lambda)} \left(1 - \frac{\lambda}{\exp(\lambda) - 1} \right),$$

respectively (Winkelmann, 2008). The point estimator of λ is obtained by maximizing the log-likelihood function $\log L(\lambda, y_i)$ or the logarithm of joint PDF of $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$. Thus, the ML estimator for λ of the ZTP model is derived by the following processes:

$$\frac{\partial}{\partial \lambda} \log L(\lambda, y_i) = \frac{\partial}{\partial \lambda} \left(\log \prod_{i=1}^n P(Y = y_i | y_i > 0, \lambda) \right)$$

or

$$\frac{\partial}{\partial \lambda} \log L(\lambda, y_i) = \frac{\partial}{\partial \lambda} \left(\sum_{i=1}^n y_i \log \lambda - n\lambda - \sum_{i=1}^n \log(y_i!) - n \log(1 - \exp(-\lambda)) \right).$$

Solving the equation $\frac{\partial}{\partial \lambda} \log L(\lambda, y_i) = 0$ for λ , we have

$$\frac{\lambda}{1 - \exp(-\lambda)} = \bar{Y}, \quad)2($$

where $\bar{Y} = \sum_{i=1}^n Y_i / n$ denotes the sample mean. Since the ML estimator for λ does not provide the closed-form solution, the estimated parameter is then approximated by the iterative approach, using the expression:

$$\hat{\lambda}^{(t+1)} = \bar{Y} (1 - \exp(-\hat{\lambda}^{(t)})). \quad)3($$

In calculation, the suggested initial value is corresponded to the sample mean of variable Y . The procedure will be iterated until the value of $\hat{\lambda}$ in the $(t+1)$ th and the value of $\hat{\lambda}$ in the t -th converge. In other word, the difference of these values must be small and close to zero. Note that since $\hat{\lambda}$ is ML estimator, its function has invariance property (Tan & Drossos, 1975).

1. Confidence interval of Daidoji and Iwasaki (2012)

Basically, the $(1 - \alpha)$ 100% confidence interval for λ is constructed based on the Wald method. The general form is given by

$$\hat{\lambda} \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\text{Var}(\hat{\lambda})},$$

where $\hat{\lambda}$ is the ML estimator for λ , $Z_{\alpha/2}$ is the $(\alpha/2)$ th quantile of the standard normal distribution, and $\text{Var}(\hat{\lambda})$ is the estimated variance of $\hat{\lambda}$. Based on a property of the ML estimator, $\hat{\lambda}$ approximately converges to a normal distribution with mean λ and variance $1/I(\lambda)$, where $I(\lambda)$ is the expected Fisher information (Casella & Berger, 2002). From the ZTP distribution, $I(\lambda)$ is given as

$$I(\lambda) = -E\left(\frac{\partial^2}{\partial \lambda^2} \log L(\lambda, y_i)\right) = \frac{n(1 - (\lambda + 1) \exp(-\lambda))}{\lambda(1 - \exp(-\lambda))^2}.$$

Using the estimated variance of $\hat{\lambda}$ from the inverse of $I(\hat{\lambda})$, Daidoji & Iwasaki (2012) introduced the Wald-type confidence interval for λ , which is given as follows:

$$CI_{DI} = \hat{\lambda} \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{\lambda}(1 - \exp(-\hat{\lambda}))^2}{n(1 - (\hat{\lambda} + 1) \exp(-\hat{\lambda}))}}. \quad)4($$

As can be seen from their paper, CI_{DI} provides coverage probabilities lower than the nominal level in many cases in simulations. The new confidence interval is therefore considered to deal with this problem.

2. Proposed confidence interval

The interesting point of our method is started from the two equivalent equations related to the mean: the population mean of the ZTP distribution given in (1) and the expression corresponding to the mean given in (2). From these two formulas, we have

$$E(Y) = \frac{\lambda}{1 - \exp(-\lambda)} = \bar{Y}$$

which follows that

$$1 - \exp(-\lambda) = \frac{\lambda}{\bar{Y}}. \quad)5($$

Here, the function $1 - \exp(-\lambda)$ in the log-likelihood, $\log L(\lambda, y_i)$ as noted above equation (2), is assumed as the nuisance parameter. It will be eliminated by substituting $\lambda / \bar{Y}$ as used in the profile likelihood method. Then, we achieve the log-likelihood:

$$\log L_p(\lambda, y_i) = \sum_{i=1}^n y_i \log \lambda - n\lambda - \sum_{i=1}^n \log(y_i!) - n \log \lambda + n \log \bar{Y}.$$

This function is used to derive the expected Fisher information, which is given by

$$I_p(\lambda) = -E\left(\frac{\partial^2}{\partial \lambda^2} \log L_p(\lambda, y_i)\right) = \frac{n(\lambda - 1 + \exp(-\lambda))}{\lambda^2(1 - \exp(-\lambda))}.$$

Note that this function is entirely different from $I(\lambda)$ presented in the previous method derived by Daidoji & Iwasaki (2012). Using the inverse of $I_p(\hat{\lambda})$ as the estimated variance of the estimator, the novel confidence interval for λ is then given by

$$CI_{PR} = \hat{\lambda} \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{\lambda}^2(1 - \exp(-\hat{\lambda}))}{n(\hat{\lambda} - 1 + \exp(-\hat{\lambda}))}}, \quad (6)$$

where $\hat{\lambda}$ is the ML estimator obtained by an iterative method shown in (3). Again, we note that the confidence intervals given in (6) and (4) have entirely different formula. The performance of these two confidence intervals is investigated using simulations.

Simulation study

The simulations were performed to explore the performance of the methods for estimating the confidence interval for λ of the ZTP distribution. The study was designed to cover cases with different sample sizes, as $n = 10, 20, 50$, and 100 , reflecting small to large samples. The true parameter (λ) was given by $0.5, 1, 2$, and 3 . The confidence level ($1 - \alpha$) was set at 0.95 . Following the simulation method in Daidoji & Iwasaki (2012), we generated the data from standard Poisson random numbers by discarding the zero values using R programming (R Core Team, 2019). We then computed the maximum likelihood estimator for λ from $\lambda^{(t+1)} = \bar{y}(1 - \exp(-\lambda^{(t)}))$. The sequence started at $\lambda^{(0)} = \bar{y}$, and stopped when $|\lambda^{(t+1)} - \lambda^{(t)}| < 0.00001$. Each combination of situation was repeated $10,000$ times. The performance of the confidence interval was calculated by

$$ACP = \frac{n(L \leq \lambda \leq U)}{10,000}$$

for the average coverage probability and

$$AL = \frac{\sum_{h=1}^{10,000} (U_h - L_h)}{10,000}$$

for the average length, where $n(L \leq \lambda \leq U)$ is the number of simulation runs for λ that lies between the lower limit L and upper limit U . A confidence interval which has a coverage probability greater than or close to the nominal coverage level means that it contains the true value with a given probability. In other word, it can precisely estimate the parameter of interest. The confidence interval that satisfies the criterion is the best in comparison. If the confidence intervals perform well in terms of coverage probability and have the same average probability value, they will be used to compare the average length. The confidence interval which has a short length interval denotes that the estimate is close to the parameter value, which is needed in interval estimation.

The performance of the confidence intervals considered in this paper is summarized in Table 1. The coverage probabilities of the proposed confidence interval, namely CI_{PR} , were grater than or close to the nominal coverage probability at 0.95 in many cases in the study. They are increased, when λ or n increased. Obviously, CI_{PR} performed better than the compaired estimators in terms of coverage probability. The confidence interval of Daidoji & Iwasaki (2012), namely CI_{DI} , had the coverage probability much lower than 0.95 when $n < 50$. The behavior of CI_{DI} in the current simulation study was similar to that presented in Daidoji & Iwasaki (2012). Next, we considered the performance of the confidence intervals in terms of average length. CI_{PR} had the short expected length, which was acceptable. The expected lengths of CI_{PR} and CI_{DI} were slightly different. However, we noted that CI_{PR} actually covered the true parameter λ in computation. These results are also shown graphically in Figure 2.

Table 1 Coverage probability and expected length of the 95% confidence intervals for λ in the zero-truncated Poisson distribution

n	λ	Coverage probability		Expected length	
		CI_{DI}	CI_{PR}	CI_{DI}	CI_{PR}
10	0.5	0.9209	0.9409	1.0575	1.1013
	1	0.9000	0.9466	1.4725	1.5700
	2	0.9210	0.9556	1.9440	2.1340
	3	0.9392	0.9678	2.2723	2.5188
20	0.5	0.9310	0.9421	0.7863	0.8170
	1	0.9207	0.9472	1.0603	1.1301
	2	0.9356	0.9606	1.3843	1.5214
	3	0.9501	0.9703	1.6080	1.7841
50	0.5	0.9460	0.9485	0.5075	0.5267
	1	0.9485	0.9547	0.6779	0.7227
	2	0.9449	0.9679	0.8781	0.9656
	3	0.9457	0.9671	1.0190	1.1312
100	0.5	0.9337	0.9496	0.3600	0.3735
	1	0.9456	0.9544	0.4811	0.5129
	2	0.9479	0.9689	0.6213	0.6833
	3	0.9479	0.9691	0.7206	0.8001

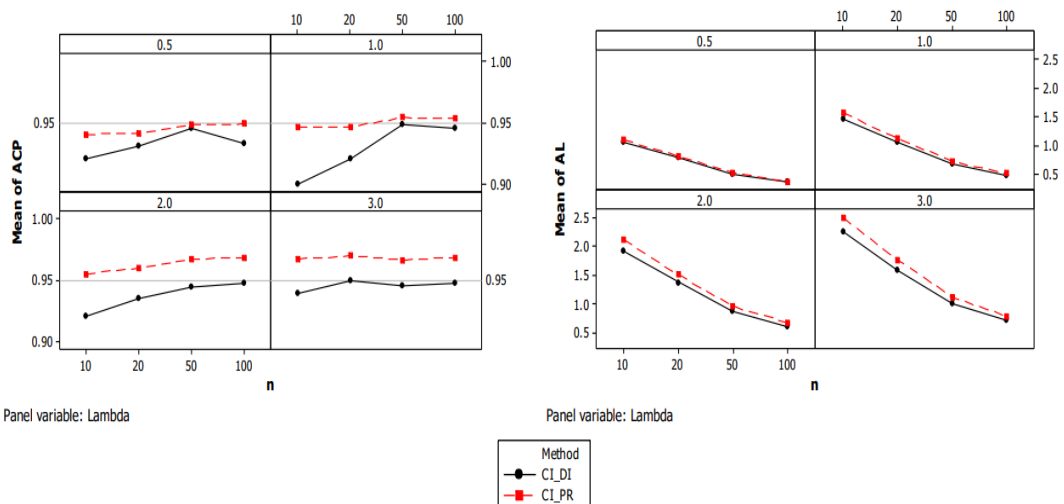


Figure 2 Plots of coverage probability (left) and average length (right) of the 95% confidence intervals on the settings: $n = 10, 20, 50, 100$ and $\lambda = 0.5, 1, 2, 3$.

Overall, the coverage probability of the proposed confidence interval outperformed that of the compared confidence interval in all cases. The length of interval was also small on average. The confidence interval proposed in this paper is suggested to estimate the Poisson parameter in the ZTP distribution.

Numerical illustration

There are two real data examples in this section.

1. Cholera data

We used the data on a cholera epidemic in an Indian village obtained from Böhning & Schön (2005). The dataset included the number of households (observed frequency: O_i) with exact numbers of cholera i cases: $O_1 = 32$, $O_2 = 16$, $O_3 = 6$, and $O_4 = 1$, so that the sample size $n = 55$. Böhning & Schön (2005) pointed out that, although the original data presented in McKendrick (1926) reported the frequency of houses with no cases of cholera, households with zero cases were ignored because they were not relevant to determination of the number of affected houses. Only the associated i -th household that was clearly affected by cholera, or any case count which was greater than zero, was applied. The histogram of this dataset is shown in Figure 3.

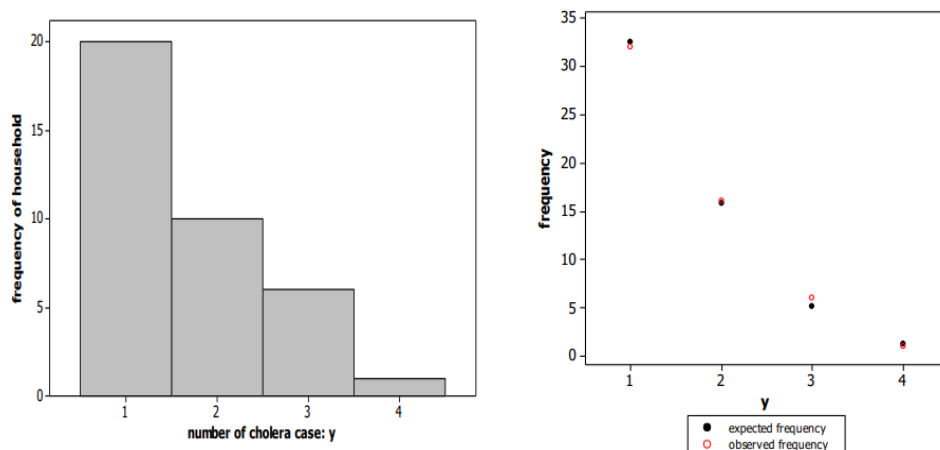


Figure 3 Histogram (left) and plot of observed and expected frequencies (right) under the zero-truncated Poisson distribution for cholera data (AIC = 111.56)

Before applying our method, the distribution of cholera data was checked. We tested the following hypotheses:

H_0 : The data follow the ZTP distribution

H_1 : The data do not follow the ZTP distribution.

Using the chi-square goodness of fit test (Cochran, 1952),

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i},$$

where O_i is the observed value and E_i is the expected value related to the ZTP probability. Under the null hypothesis, χ^2 has a chi-square distribution with $k - 2$ degrees of freedom. Note that, in calculation the expected frequency E_i which was less than 5 was pooled. Then, the observed test statistic was given by 6.63 with a p-value of 0.01. It can be seen that the p-value was borderline at a significance level at 0.01. We next considered the plot of observed and estimated frequencies to support the homogeneity of the distribution. It is shown in Figure 3 (right). Clearly, the cholera data followed a ZTP distribution with Akaike information criterion (AIC) of 111.56. The ML estimator for λ was 0.97. The 95% confidence intervals obtained from the proposed and existing methods were calculated. CI_{PR} was (0.63, 1.31) and CI_{DI} was (0.65, 1.29) with lengths of interval of 0.68 and 0.64, respectively. Based on the invariant property of ML estimation and our method, the 95% confidence interval for the mean of cholera cases in an Indian village was given as (1.35, 1.80), or 1.56 on average.

2. Infant mortality data

We used the data on the number of mothers on an estate who had at least one live birth and one neonatal death. They were obtained from Shanker et al. (2015). The original data reported the number of mothers from neonatal deaths i cases: $O_1 = 71$, $O_2 = 32$, $O_3 = 7$, $O_4 = 5$, and $O_5 = 3$, to the total $n = 118$. Only observable counts were reported. The frequency distribution of the observed used data is shown in Figure 4 (left). The chi-square statistic was used to test the distribution of a ZTP. This was given as 0.68 with a p-value of 0.41. Therefore, the infant mortality data considered here significantly followed a ZTP distribution with AIC = 259.46. This dataset was suitable for our purposes. The ML estimate for λ obtained by the iterative method was estimated as 1.06. The 95% confidence interval from CI_{PR} was given by (0.81, 1.29) with interval length 0.48. The CI_{DI} was (0.83, 1.28) with interval length of 0.45. The mean of number of mothers from infant deaths was 1.62 cases with 95% confidence interval of (1.46, 1.78).

From this example, if the data were assumed to be the Poisson distribution as often used with $\hat{\lambda} = 1.62$ and AIC = 330, interval estimation for the mean was given as (1.33, 1.91). It can be seen that the interval length of this method, where it did not come from the reasonable probability model, was greater than that of the proposed method. We just point out that the use of appropriate statistical tool for the available data will lead to the right solution.

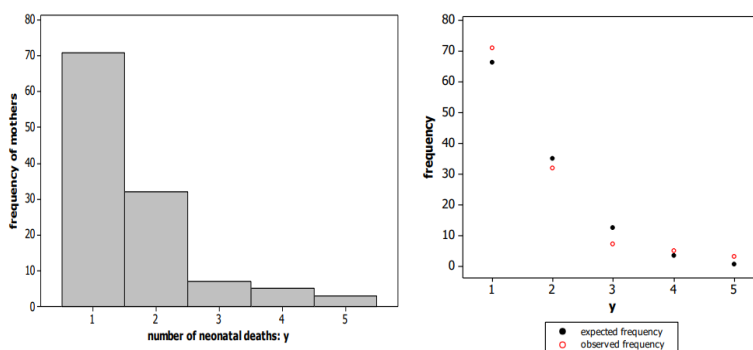


Figure 4 Histogram (left) and plot of observed and expected frequencies (right) under the zero-truncated Poisson distribution for infant mortality data (AIC = 259.46)

Based on these two examples, we conclude that the lengths of the confidence intervals are small, with CI_{DI} having a slightly smaller length of interval than CI_{PR} . The findings considered in this section therefore support the simulation results.

Conclusion

Profile likelihood method has been generally used to construct the confidence interval. This method keeps the parameter of interest fixed and maximizes the nuisance parameter (for elimination the nuisance parameter). From the ZTP model, we point out that the population mean of this distribution is equivalent to the sample mean, leading to $\bar{Y} = \lambda / (1 - \exp(-\lambda))$. For this, the function in the denominator of the previous equation is eliminated to keep *only* the parameter of interest (λ). The likelihood function under this method is then used to derive the variance of the ML estimator, and is applied to estimate the confidence interval. We note here that this adjusts the idea of the profile likelihood method.

The performance of the proposed confidence interval was conducted by simulations. The results confirmed its good performance in terms of coverage probability and expected length. The coverage probabilities of the proposed confidence interval were satisfied the nominal coverage level, while the expected lengths were small. The confidence interval for λ proposed in this paper outperformed the confidence interval constructed based on the traditional method using the likelihood function. This shows that our proposed method is accuracy and precision to estimate the true parameter. Moreover, it is easy to compute our confidence interval using a basic programming language. In practical terms, the novel confidence interval is therefore recommended for estimating the parameter in the zero-truncated Poisson distribution.

Acknowledgement

The author would like to thank Editor and the reviewers for the valuable comments and suggestions to improve this paper.

References

- Böhning, D., Kuhnert, R., & Rattanasiri, S. (2008). *Meta-Analysis of Binary Data using Profile Likelihood*. Boca Raton, USA: Chapman & Hall/CRC.
- Böhning, D., & Schön, D. (2005). Nonparametric maximum likelihood estimation of population size based on the counting distribution. *The Journal of the Royal Statistical Society, Series C (Applied Statistics)*, 54(4), 721-737.
- Casella, G., & Berger, R. L. (2002). *Statistical Inference*. Duxbury Press.
- Chen, H., Chen, J., & Chen, S. Y. (2010). Confidence intervals for the mean of a population containing many zero values under unequal-probability sampling. *Canadian Journal of Statistics*, 38(4), 582-597.
- Cochran, W. G. (1952). The χ^2 test of goodness of fit. *The Annals of Mathematical Statistics*, 23(3), 315-345.
- Dahiya, R. C., & Gross, A. J. (1973). Estimating the zero class from a truncated poisson sample. *The Journal of the American Statistical Association*, 68(343), 731-733.
- Daidoji, K., & Iwasaki, M. (2012). On interval estimation of the poisson parameter in a zero-truncated poisson distribution. *Journal of the Japanese Society of Computational Statistics*, 25(1), 1-12.
- Dietz, E., & Böhning, D. (2000). On estimation of the poisson parameter in zeromodified poisson models. *Computational Statistics and Data Analysis*, 34(4), 441-459.

- Johnson, N. L., Kemp, A. W., & Kotz, S. (2005). *Discrete Univariate Distributions*. John Wiley & Sons.
- McKendrick, A. G. (1926). Application of mathematics to medical problems. *Edinburgh Mathematical Society*, 44(1), 98-130.
- Nasiri, P. (2011). Estimation parameter of zero truncated mixture poisson models. *International Journal of Mathematical Analysis*, 5(9), 465-470.
- Nasiri, P. (2015). Estimating the parameters of modified poisson distribution at zero. *Journal of Applied Sciences*, 15(4), 719-722.
- Paneru, K., Padget, R. N., & Chen, H. (2018). Estimation of zero-inflated population mean: a bootstrapping approach. *The Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 17(1), 1-14.
- R Core Team (2019). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Vienna, Austria.
- Shanker, R., Fesshaye, H., Selvaraj, S., & Yemane, A. (2015). On zero-truncation of poisson and poisson-lindley distributions and their applications. *Biometrics & Biostatistics International Journal*, 2(6), 1-14.
- Tan, P., & Drossos, D. (1975). Invariance properties of maximum likelihood estimators. *Mathematics Magazine*, 48(1), 37-41.
- Tang, W., He, H., & Tu, X. M. (2012). *Applied Categorical and Count Data Analysis*. CRC Press.
- Taylor, D. J., Kupper, L. L., Rappaport, S. M., & Lyles, R. H. (2001). A mixture model for occupational exposure mean testing with a limit of detection. *Biometrics*, 57(3), 681-688.
- Winkelmann, R. (2008). *Econometric Analysis of Count Data*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
- Young, G. A., & Smith, R. L. (2005). *Essentials of Statistical Inference*. Cambridge University Press.
- Zhou, X. H., & Tu, W. (2000). Confidence intervals for the mean of diagnostic test charge data containing zeros. *Biometrics*, 56(4), 1118-1125.

Research Article

Cubic B-spline and Generalised Linear Models for COVID-19 Patients in Thailand

Orathai Polsen¹, Pianpool Kamoljitprapa^{1*}

¹ Department of Applied Statistics, Faculty of Applied Science, King Mongkut's University of Technology North Bangkok, Bangkok, Thailand

*E-mail: pianpool.k@sci.kmutnb.ac.th

Received: 18/03/2021; Revised: 29/05/2021; Accepted: 03/06/2021

Abstract

Thailand is one of the countries which has been affected by the coronavirus disease (COVID-19) pandemic as it is known a severe acute respiratory disease. COVID-19 was first emerged in Thailand in January, 2020 and the number of infected people on a daily basis has increased significantly over a year. A valid data set of COVID-19 cases in Thailand was collected by the Department of Disease Control, Ministry of Public Health. This paper, therefore, was subjected to the report of cases to the estimation of statistical models using count autoregressive regression based on Poisson distribution and cubic B-spline regression analysis to quantify patterns in the incidence for different groups of COVID-19 patients in Thailand. The findings in Phase I (12th January, 2020 – 19th December, 2020) show that male patients with specific age groups influence the spread of infected disease. In addition, the cubic B-spline with optimal tuning equal to 8 is the best-fitting model in Phase II (20th December, 2020 – 15th February, 2021). The models may be used to predict numbers of COVID patients overall, as well as in key subgroups. In addition, the findings will better inform the planning of the national strategies in preventing and controlling the pandemic.

Keywords: Autoregressive Model, Coronavirus, Cubic B-spline, Generalised Linear Model, Poisson Regression

Introduction

The coronavirus disease (COVID-19) has currently spread across the world and has become a worldwide pandemic which totaled a number of confirmed cases to exceed hundred thousand and is still significantly increasing daily. According to the World Health Organization (WHO) report of 15th March, 2020, the five countries with the highest cumulative number of confirmed cases of COVID-19 infections are China with 81,048, Italy with 21,157, Iran with 12,729, Republic of Korea with 8,162 and Spain with 5,753 ("Coronavirus disease 2019 (COVID-19) Situation Report – 55", 2020). The virus spread among the people through breathing, sneezing, coughing and talking in close contact. The most common symptoms of COVID-19 are high fevers, coughs, body aches and shortness of breath. Other symptoms include the loss of the sense of smell, breathing difficulties and chest pain, however, in some cases, they may display no symptoms at all. The severe of COVID-19 is lung affected and multi-organ failure. In order to prevent the spreading of the virus, we need to increase our personal hygiene: washing hands with soap frequently, having a face mask on and also social distancing (Grant et al., 2020; Singhai, 2020).

The first case of COVID-19 pandemic in Thailand was reported on 12th January, 2020, when a Wuhan resident who travelled to Bangkok tested positive for the virus and within the first month, the confirmed cases were 19. Eventhough the initial number was not as high as in China or other countries, the confirmed cases increased dramatically to 1,609 at the end of March. The government announced the locking down of the country and controlled people who wanted to commute from hometown to other provinces. In March and April, the government allowed Thais in abroad countries to come back to Thailand and which showed an increasing number of new cases who had been infected from outside countries. To control the spreading of the disease, they had to state quarantine for 14 days before going back to their hometown and that has contributed to a reduction in the number of new cases infected in Thailand in May and later. The majority number of cases who were infected in Thailand, exclude Thais, is Burma who most working in Bangkok, Nonthaburi, Samut Sakhon and Songkhla. Whereas the source of infected cases from foreign countries into Thailand, the top five are India, France, US, UK and China.

According to the reports from Department of Disease Control, Ministry of Public Health, the outbreak of pandemic had two phases, the first one is covering the period from the announced date on 12th January, 2020 to 19th December, 2020 while the second period covers from the announced date on the 20th of December to the present day. The daily confirmed cases used in this paper were collected from the first case until 15th February, 2021, which totals 24,714 in all ("Open government data of Thailand", 2020).

The number of daily confirmed cases is count-valued time series. The methodologies based on generalised linear model were introduced for modelling on count time series. Zeger (1988) proposed the method for time series of counts and explored the relationship between a response variable with a within-group correlation structure and a set of independent variables. The model was used for investigating trends in US polio incidence. Fokianos & Fried (2012) considered an autoregressive Poisson model for count time series data. Tsay (1984) considered a linear regression model for the autocorrelation function of observed series using the method of least squares. The models due to Kirdwichai (2017) are based on Poisson and negative binomial distributions that dealing with a count data in incidence of AIDS in Bangkok.

Indeed, many ongoing researches have made use of splines to model the continuing time periods within non-linear time series models. Huang & Shen (2004) explored a smoothing method using polynomial spline to fit regression models for non-linear time series. Amorim et. al. (2008) proposed a method for estimating time-varying coefficients in the rates model using regression B-spline. We also considered spline regression to investigate the time-varying autoregressive model for counts to study the spread of COVID-19 in Thailand.

This paper attempts to model the confirmed cases for two phases which the analysis used R software (R Core Team, 2016). For the primary model, we wish to identify the group of gender and age that affect COVID-19 incidences using generalised linear model (GLM). In the second phase, the gender and age are not fully reported. As a result, the GLM cannot be implemented to estimate incidences for different subgroups. The cubic B-spline regression is therefore considered as a statistical method to fit the model of cumulative number of cases instead.

Materials and Methods

One of the most statistical techniques for investigating and modelling the relationship between response and explanatory variables is regression analysis which can be linear and non-linear. A regression is called linear when it is linear in parameters. A regression model for response y_i measured at n_i time points for the group is

$$y_i = f(x_i; \beta) + \varepsilon_i, \quad i=1, 2, \dots, r \quad (1)$$

where $f(x_i; \beta) = [f(x_{i,1}, \beta), \dots, f(x_{i,n_i}, \beta)]'$ is the vector for function f of the explanatory variables x and unknown parameter vector $\beta = (\beta_0 \beta_1 \dots \beta_k)'$, and ε_i is a vector of errors with covariance matrix $\sigma^2 V$ (Kirdwichai, 2017). The general form of the model using matrix notation is

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (2)$$

where y is an $n \times 1$ vector of responses, X is an $n \times (k+1)$ design matrix, β is a $(k+1) \times 1$ vector of unknown parameters and ε is an $n \times 1$ vector of errors. The estimation of parameters can be accomplished by a method of ordinary least squares (OLS). The least-squares function is expressed as

$$S(\beta) = \varepsilon' \varepsilon = (y - X\beta)'(y - X\beta)$$

where X is a design matrix. To find the vector of least-squares estimators, $\hat{\beta}$, the function S is minimised with respect to unknown parameters and equate the derivatives to zero. The least-squares estimators must satisfy

$$\left. \frac{\partial S}{\partial \beta} \right|_{\hat{\beta}} = -2X'y + 2X'X\hat{\beta} = 0$$

(Montgomery et al., 2012).

The hypothesis testing for the individual parameter, β_j , will be tested under the null hypothesis

$$H_0 : \beta_j = 0.$$

Generalised Linear Model

The number of COVID 19 confirmed cases is longitudinal count data which can be classed in Poisson distribution. The normality assumption for the model in Equation (1) is therefore invalid. The generalised linear models (GLMs) allow response variable from different distributions (McCullagh & Nelder, 1989). The model can be expressed in general form as shown in Equation (2). The parameters can be estimated by a method of maximum likelihood. The likelihood function

based on Poisson ($\exp(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij})$) distribution (Cameron & Trivedi, 2013) is

$$L(\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k) = \prod_{i=1}^n \exp \left[-\exp \left(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} \right) \right] \times \frac{1}{y_i!} \times \left[\exp \left(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} \right) \right]^{y_i}$$

In this paper the number of the patients over time was investigated. This study examined the model of COVID-19 patients where monthly count of cases is response variable and month and gender are independent variables.

Cubic B-spline Model

The polynomial regression model is one of the importance class where the response is curvilinear. Durbin (1960) researched on regression model with an autoregressive model of order 1 (AR (1)). The model shown in Equation (3) is the polynomial regression of degree k when the response at a time T depends on previous time $T-1$:

$$y = \sum_{j=0}^k \beta_j x^j + \varepsilon, \quad (3)$$

where y is a response, $\beta_j, j=0,1,\dots,k$ are unknown parameters and ε is an error which has normal distributed with mean 0 and variance σ^2 (Montgomery et al., 2012).

The polynomial regression can sometimes be poor to fit to the data when the function behaves differently in different parts of the range of x . Piecewise polynomial spline is one of the techniques that has been able to deal with this issue. Splines (Rodríguez, 2001; Fan & Gijbels, 1996) are piecewise polynomial of order k . The cubic spline ($k=3$) is usually adequate for most practical problems. The basic cubic spline model with h knots,

$$t_1 < t_2 < \dots < t_h,$$

with continuous first and second derivatives is

$$E(y) = S(x) = \sum_{j=0}^3 \beta_{0j} x^j + \sum_{i=1}^h \beta_i (x - t_i)_+^3$$

where

$$(x - t_i)_+ = \begin{cases} (x - t_i) & \text{if } x - t_i > 0 \\ 0 & \text{if } x - t_i \leq 0. \end{cases}$$

However, the number of knots is still left behind to be an issue and if the number of knots is large, the matrix $X'X$ becomes ill-conditioned. The method called the cubic B-spline can overcome this obstacle (Montgomery et al., 2012; Eubank, 1999). The cubic B-spline model with sequence h knots is shown in Equation (4).

$$E(y) = S(x) = \sum_{i=1}^{h+4} \gamma_i B_i(x), \quad (4)$$

$$B_i(x) = \sum_{j=i-4}^i \left[\frac{(x-t_j)_+^3}{\prod_{\substack{m=i-4 \\ m \neq j}}^i (t_j - t_m)} \right], \quad i=1, 2, \dots, h+4$$

where γ_i , $i=1, 2, \dots, h+4$, are parameters to be estimated.

Since a spline is a piecewise polynomial and its shape depends on the degree of the spline function and the number of internal breakpoints. Although, the cubic spline (degree = 3) is practical use, the tuning parameters which are degree of freedom and number of knots to obtain the best has to be investigated. Sookkhee et al. (2021) evaluated the optimal parameters in the spline regression by tuning the degree of freedom in genome-wide study. The finding of optimal parameter using `bs()` function in R language (Perperoglou et al., 2019) depending on tuning parameters which are degree of freedom (df), knots and degree. The coefficients were computed for regression quantile B-spline with fixed knots and varying the different df (Molinari et al., 2004; Sookkhee et al., 2021; Sookkhee et al., 2021).

In this paper, a cubic B-spline was selected to fit the cumulative number of confirmed cases in Phase II of the disease spreading due to the announced information is incomplete in gender and age. The optimal parameters are an extension of the study to obtain the best fit to the data.

Results and Discussion

The COVID-19 population of 24,714 studied here have been divided into two phases, the early phase of the outbreak, Phase I, has 4,331 (17.52%) cases while the new emerging, Phase II, has 20,383 (82.48%) cases. All 4,331 confirmed cases in Phase I consisted of 2,356 (54.40%) males and 1,975 (45.60%) females, while gender class and age group in Phase II, are not available online. The patient statistics in Phase I, the numbers and the percentages of confirmed cases, are shown in Table 1. In this research the average age of patients is 38 years and the most confirmed age group is between 25-29 years as can be seen in Figure 1.

Confirmed Cases in Phase I

The cumulative numbers of monthly confirmed cases for both males and females in each age group are shown in Figure 2 and Figure 3, respectively.

We applied GLM based on Poisson distribution with a log link function to fit the models for monthly cumulative number of cases by gender. The estimates, standard errors and p-values are shown in Table 2. The analysis results indicate that the fitted model is appropriate to the data. A scatter plot of the monthly cumulative number for two gender groups, male and female, and fitted models are shown in Figure 4.

In order to investigate the effect of age subgroups in the groups of gender, the Poisson regression is also applied. The p-values in Table 3 reveal the only specific age subgroups that are significant at the level 0.05.

Table 1 The number of confirmed cases (percentage) in Phase I for each age groups.

<i>Age group (years)</i>	<i>Sex</i>		<i>Total</i>
	<i>Male</i>	<i>Female</i>	
≤ 4	34 (53.97%)	29 (46.03%)	63 (1.45%)
5 - 9	25 (55.56%)	20 (44.44%)	45 (1.04%)
10 - 14	22 (41.51%)	31 (58.49%)	53 (1.22%)
15 - 19	58 (48.33%)	62 (51.67%)	120 (2.77%)
20 - 24	223 (42.88%)	297 (57.12%)	520 (12.01%)
25 - 29	305 (46.42%)	352 (53.58%)	657 (15.17%)
30 - 34	290 (51.06%)	278 (48.94%)	568 (13.11%)
35 - 39	271 (53.88%)	232 (46.12%)	503 (11.61%)
40 - 44	249 (57.11%)	187 (42.89%)	436 (10.07%)
45 - 49	232 (61.38%)	146 (38.62%)	378 (8.73%)
50 - 54	185 (60.86%)	119 (39.14%)	304 (7.02%)
55 - 59	170 (65.38%)	90 (34.62%)	260 (6.00%)
≥ 60	292 (68.87%)	132 (31.13%)	424 (9.79%)
	2,356 (54.40%)	1,975 (45.60%)	4,331

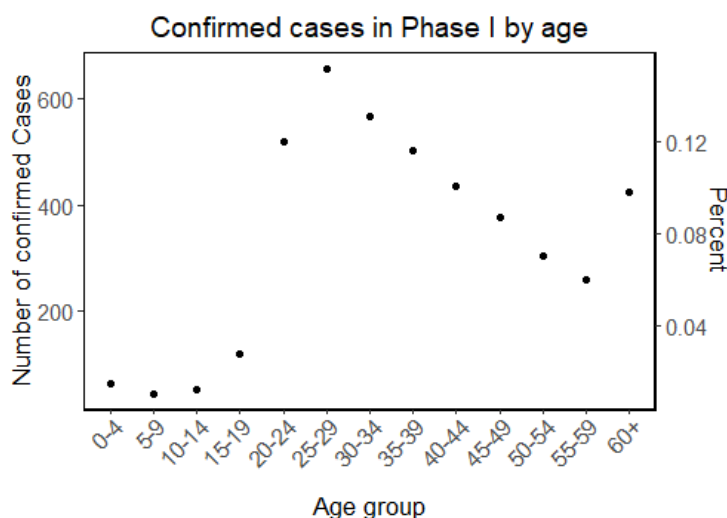


Figure 1 Scatter plot of COVID-19 confirmed cases in Phase I by age.

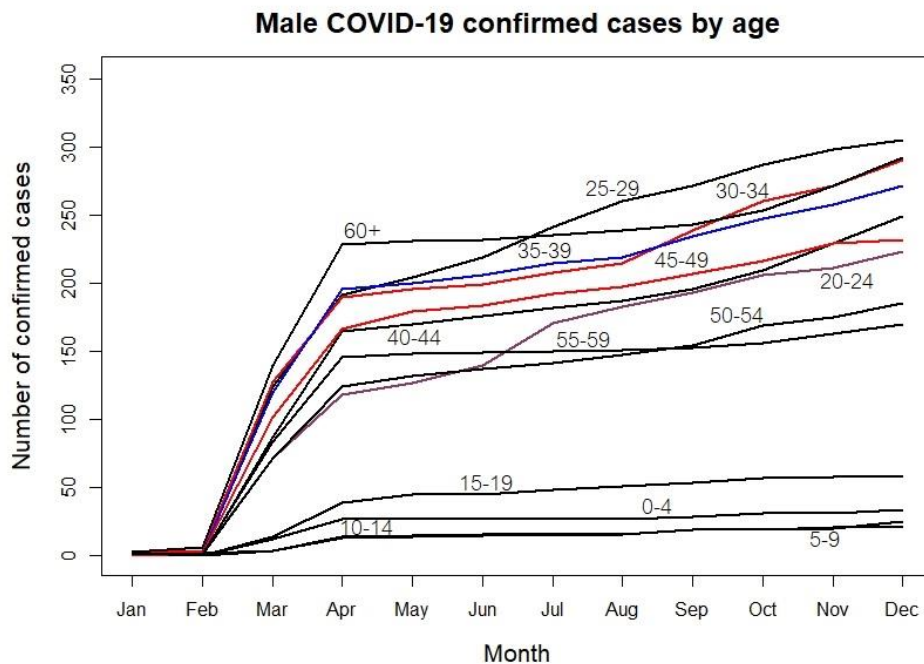


Figure 2 Profile plot of cumulative number of male COVID-19 patients in Phase I by age.

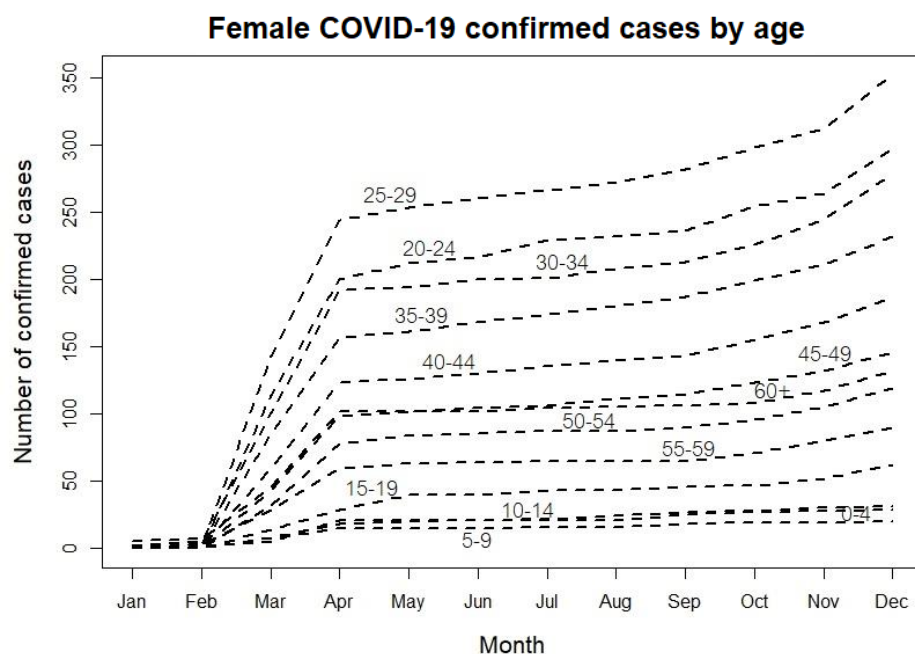


Figure 3 Profile plot of cumulative number of female COVID-19 patients in Phase I by age.

Table 2 Summary statistics for the Poisson regression model.

<i>Parameter</i>	<i>Estimate</i>	<i>Standard error</i>	<i>p-value</i>
β_0	6.2740	0.0145	0.0000
β_1	0.2254	0.0110	0.0000
β_2	0.1341	0.0017	0.0000

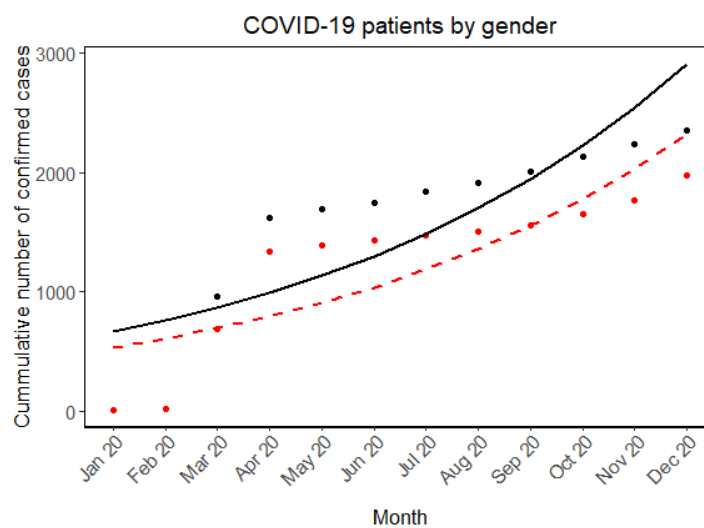


Figure 4 Scatter plot of the monthly cumulative number of COVID-19 patients in Phase I. The lines are fitted models for two gender groups, male (solid line) and female (dashed line).

Table 3 The p-values for age groups that are significant.

<i>Age group</i>	<i>p-value</i>
15-19	0.0113
30-34	0.0443
35-39	0.0478
40-44	0.0000
50-54	0.0013
55-59	0.0000

A possible explanation why gender is significant for some specific age groups is due to the fact that it does not take into account many other factors that influence the spread of infected disease, for example, the behaviour and life style of individuals (e.g. travel, social, careers and government policies, etc.)

Confirmed Cases in Phase II

In order to find a good fit model for the cumulative number of daily confirmed cases, we follow the model, given in previous section by cubic B-splines. To obtain the optimal parameters of the spline, the tuning df in the range of 3 - 10 was done using `bs()` function in R software. The Akaike's information criteria (AIC) was chosen to be a criterion to obtain the optimal tuning. In this study, the optimal df = 8 makes the best fit to the data and gives AIC = 780.3175. The parameter estimates, standard errors and p-values in cubic B-spline model are shown in Table 4.

It can be seen from the results (Table 4), the individual p-values of the coefficients are significant at the level of 0.05 and these estimates given the model has $R^2 = 0.9998$ and adjusted- $R^2 = 0.9997$. A scatter plot of daily cumulative number of COVID-19 patients in Phase II and the fitted line is shown in Figure 5.

Table 4 Summary statistics for the cubic B-spline model.

<i>Parameter</i>	<i>Estimate</i>	<i>Standard error</i>	<i>p-value</i>
γ_1	2171.5	171.7	0.0000
γ_2	1099.4	182.8	0.0000
γ_3	6046.5	149.6	0.0000
γ_4	7675.4	143.1	0.0000
γ_5	9438.5	151.0	0.0000
γ_6	20831.3	189.0	0.0000
γ_7	19311.8	193.3	0.0000
γ_8	20505.7	152.4	0.0000

Conclusion

This paper examined the good fitting models and analysed incidents of COVID-19 in Thailand for early and emerging pandemic phases. The GLM based on Poisson distribution with log link function is chosen to fit the monthly cumulative number of cases for gender group in the first phase to quantify trends in incidence. In addition, the incidence in each age subgroup were explored. In the second pandemic phase, the cubic B-spline regression was used to find the best model that fit the daily cumulative number of confirmed cases. Extending the evaluation, the issue of the optimal parameter for the spline was also explored. In this paper, we use R programming language to perform statistical analysis to obtain the model that fit the data.

In the first phase, the analysis of GLM based on Poisson distribution shows that male patients with subgroups of age 15-19, 30-44 and 50-59 influence the spread of infected disease. Unfortunately, the complete daily information of patients, gender and age has not been reported in the second phase, therefore, the cubic B-spline regression model was used to fit the model instead. Investigation on the optimal tuning of spline function found that $df = 8$ gives the best-fitting model as it has the lowest AIC and high R^2 .

The models are beneficial for predicting the numbers of COVID patients and identifying the key subgroups that are affected by the disease. Moreover, the findings will alarm the government, setting the policies in order to control the pandemic. For further research, it could be interesting to apply the approaches on other count data which has subgroups. The investigation of other techniques for fitting a model could be also a possible topic of research.

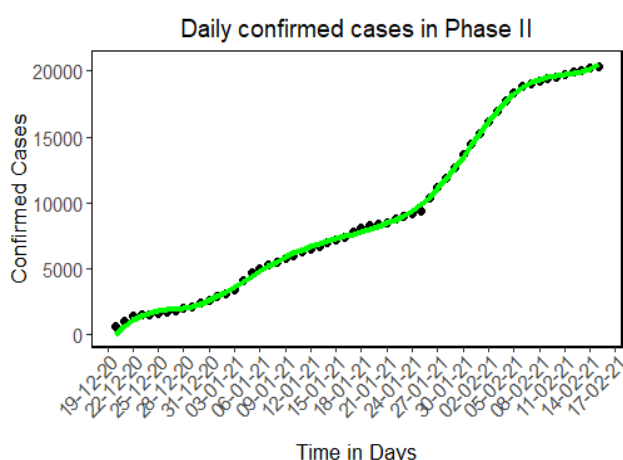


Figure 5 Scatter plot of daily cumulative number of COVID-19 patients in phase II. The solid line is fitted model using cubic B-spline.

Acknowledgements

We extend our sincere thanks to Faculty of Applied Science, King Mongkut's University of Technology North Bangkok, who funded and contributed resources to this study (Fiscal year 2021, contract no. 642060). We also thanks to Mr. Natapat Kirdwichai for proof reading the article.

References

- Amorlim, L. D., Cai, J., Zeng, D., & Barreto, M. L. (2008). Regression splines in the time-dependent coefficient rates model for recurrent event data. *Statistical in Medicine*, 27 (28), 5890–5906.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2013). *Regression analysis of count data* (2nd ed.). New York: Cambridge University Press.
- Coronavirus disease 2019 (COVID-19) Situation Report – 55. (2020). <https://www.who.int/docs/default-source/coronaviruse/situation-reports/20200315-sitrep-55-covid-19.pdf> (Accessed: 18 March 2021).

- Durbin, J. (1960). Estimation of parameters in time-series regression models. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 22, 139–153.
- Eubank, R. L. (1999). *Nonparametric regression and spline smoothing* (2nd ed.). New York: Marcel Dekker, Inc.
- Fan, J., & Gijbels, I. (1996). *Local polynomial modelling and its applications* (1st ed.). London: Chapman and Hall.
- Fokianos, K., & Fried, R. (2012). Interventions in log-linear Poisson autoregression. *Statistical Modelling*, 12 (4), 299–322.
- Grant, M. C., Geoghegan, L., Arbyn, M., Mohammed, Z., McGuinness, L., Clarke, E. L., & Wade, R. G. (2020). The prevalence of symptoms in 24,410 adults infected by the novel coronavirus (SARS-CoV-2; COVID-19): A systematic review and meta-analysis of 148 studies from 9 countries. *PLOS ONE*, 15 (6). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0234765>
- Huang, J. Z., & Shen, H. (2004). Functional coefficient regression models for non-linear time series: a polynomial splines approach. *Scandinavian Journal of Statistics*, 31 (4), 515–534.
- Kirdwichai, P. (2017). Identifying trends and patterns in incidence of AIDS in Bangkok using generalised linear mixed models. In *proceedings of the World Congress on Engineering 2017 Vol II, 5-7 July 2017*, (pp. 574-578). London. http://www.iaeng.org/publication/WCE2017/WCE2017_pp574-578.pdf
- McCullagh, P., & Nelder, J. A. (1989). *Generalized linear model* (2nd ed.). New York: Chapman and Hall.
- Molinari, N., Durand, J., & Sabatier, R. (2004). Bounded optimal knots for regression splines. *Computer Statistics and data analysis*, 45, 159–178.
- Montgomery, D. C., Peck, E. A., & Vining, G. G. (2012). *Introduction to linear regression analysis* (5th ed.). New Jersey: Wiley.
- Open government data of Thailand*. (2020). <https://data.go.th/dataset>
- Perperoglou, A., Sauerbrei, W., Abrahamowicz, M., & Schmid, M. (2019). A review of Spline function procedures in R. *BMC Medical Research Methodology*, 19, 1–16.
- R Core Team. (2016). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*, R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Rodríguez, G. (2001). *Smoothing and Non-Parametric Regression*. <http://data.princeton.edu/eco572/smoothing.pdf>
- Singhai, T. (2020). A review of Coronavirus disease-2019 (COVID-19). *Indian J Pediatr*, 87 (4), 281-286. <https://doi.org/10.1007/s12098-020-03263-6>
- Sookkhee, S., Kirdwichai P., & Baksh, M. F. (2021). The efficiency of single SNP and SNP-set analysis in genome-wide association studies. *Songklanakarin J. Sci. Technol*, 43 (1), 243-251.
- Sookkhee, S., Kirdwichai P., & Baksh, F. (2021). The optimal parameters of Spline regression for SNP-set analysis in genome-wide association study. *Science & Technology Asia*, 26 (1), 39–52.
- Tsay, R. (1984). Regression models with time series errors. *Journal of the American Statistical Association*, 79 (385), 118-124.
- Zeger, S. L. (1988). A regression model for time series of counts. *Biometrika*, 75 (4), 921–929.

Research Article

Fuzzy Cumulative Sum Control Chart for Monitoring Fuzzy Process

Thitanon Charurotkeerati ^{1*}

¹Department of Applied Statistics, Faculty of Applied Science, King Mongkut's University of Technology North Bangkok, Bangkok 10800 Thailand

*E-mail: thitanon.c@sci.kmutnb.ac.th

Received: 25/03/2021; Revised: 02/07/2021; Accepted: 17/08/2021

Abstract

Today's market competition is increasing rapidly, product quality control is essential for manufacturers to maintain mass products with low production costs and high quality. Therefore, statistical process control (SPC) tools for manufacturing processes are become more emphasized because of their effectiveness of the control chart is to reduce the variability of the quality characteristic. The cumulative sum (CUSUM) control chart was developed to detect small shift in process mean. This paper based on the fuzzy set theory, we develop a fuzzy cusum control chart, namely Fuzzy CUSUM control chart to accommodate the fuzzy situation where fuzziness of vague sample data is taken into consideration. The CUSUM control chart and Fuzzy CUSUM control chart are used to control and monitor the mean of a process. The objective of this paper is to compare the ability and performance of the existing CUSUM control charts and the proposed fuzzy CUSUM control chart to detect shifts in a process. These data are generating by Monte Carlo Simulation technique. The criteria to evaluate the performance of control chart is average run length in situation process goes out-of-control. The result of comparison shows that Fuzzy CUSUM control chart is more sensitive than CUSUM control chart in the case of a process has small shifts in the mean.

Keywords: Cumulative Sum Control Chart, Fuzzy Cumulative Sum Control Chart, Average Run Length, Normal Distribution

Introduction

Statistical Process Control (SPC) is an importance tool in the production process in order to improve the quality of the production process. The SPC includes observation, evaluation, diagnosis, and implementation. Control charts are widely applied in SPC tools. Control charts were designed to monitor a process and detect shifts in mean and variance of quality characteristics to assure that the processes are performing in an acceptable manner. Control charts are prosperously applied in engineering, public health, economics, medicine and in other areas of applications. Traditional charts are based on a fundamental assumption that process data are statistically independent and normally distributed when the process is in control. The idea of a control chart was first proposed by Walter A. Shewhart (1931), which is called the Shewhart control chart. It is a quality control chart that is suitable for detecting large changes in the process. Recently, the cumulative sum (CUSUM) control chart presented by Page (1954), which is effective in detecting small shifts in the process.

In the consideration of real production process, the process is assumed that there are no doubts about observations. Such type of observations can be obtained by human judgments, evaluations and decisions. In real applications, the collected characteristic is a continuous random

variable of a production process should include the variability caused by human judgments, measurement devices or environmental conditions. These variations result in uncertainty in the measurement system. In this paper, we discuss the application of the CUSUM control chart for monitoring in the mean of process. The CUSUM control chart are widely used in engineering and in health-care. The fuzzy set theory contributes its capability of systematic dealing with fuzzy data to monitor a manufacturing process with fuzzy sample data. The fuzzy control charts are more sensitive than Shewhart control chart. It is important to be able to evaluate the average run length (ARL) when observations are vagueness.

There are many researchers; Kanagawa et al (1993) propose a linguistic control chart for detecting change in mean and variance of process based on the estimation of probability distribution existing behind the linguistic data. GÜlbay and Kahraman (2007) present a fuzzy control chart using the fuzzy transformation method and direct fuzzy approach. Later, Wang and Hryniewicz (2013) proposed a fuzzy cumulative sum control chart using the membership function of fuzzy statistic. Recently, Muhammad et al (2018) developed an exponentially weighted moving average (EWMA) scheme when observations are fuzzy data for detecting small shifts in the process mean. Later, Amanda et al (2019) proposed Fuzzy Control chart for monitoring mean and range of the univariate process. The Shewhart control chart and the fuzzy control chart are compared based on the average run length (ARL) and extra quadratic loss (EQL). The performance of the control chart in monitoring the process mean is calculated using the average run length (ARL), the ARL is suggested as evaluation criteria. ARL is the expected number of samples that should occur before a sample shows the out-of-control condition. There are two characteristics of ARL: 1) the average number of sample taken from an in-control process until the control chart falsely signals out-of-control is denoted by ARL_0 . An ARL_0 will be regarded as acceptable if it is large enough to keep the level of false alarms at an acceptable level and 2) the average number of observation that fall within the control limits before giving an alarm that the process is out-of-control is denoted by ARL_1 .

In this paper, the fuzzy cumulative sum (Fuzzy CUSUM) control chart is proposed based on the triangular fuzzy number and compared with the cumulative sum (CUSUM) control chart via a simulation study. The performance of Fuzzy CUSUM control chart is investigated on the criteria of average run length. The paper is organized as follows: in Section 1, we introduce the statistical process control. In Section 2, the CUSUM control chart is described. In Section 3, the Fuzzy CUSUM control chart for the vagueness data is presented. The performance of Fuzzy CUSUM control chart is investigated by means of ARL and is compared to the CUSUM control chart in Section 4. Finally, conclusion of this research are discussed.

Cumulative Sum Control Chart

The traditional cumulative sum control chart was proposed by Page (1954). It is one of the most important tools in statistical process control, which are used to evaluate the performance of processes and it could be an effective tool for quickly identifying the change point of process. The CUSUM control chart is designed to detect small shifts effectively. Suppose that $\{X_t, t = 1, 2, \dots\}$ be the quality characteristic at time t based on Normal distribution.

The probability density function of the normal distribution is given by

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}; \quad -\infty < x < \infty$$

where μ is the mean of distribution

σ^2 is the variance of distribution.

Let $X_1, X_2, \dots, X_n$ be a sample of size n from the random variable, the sample mean at time t $\bar{X}_t$ can be calculated by

$$\bar{X}_t = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_j$$

The CUSUM statistics is defined as (Page 1954)

$$C_t = \max(0, C_{t-1} + \bar{X}_t - a); t = 1, 2, \dots \quad (1)$$

where C_0 is the initial value

a is the reference value of CUSUM control chart.

Hence, the CUSUM control chart will be signal if $C_t > b$, where b is the control limit of CUSUM control chart.

Fuzzy Cumulative Sum Control Chart

The fuzzy cumulative sum (Fuzzy CUSUM) control chart was proposed by Wang (2006) to detect a small shift in the process mean. Applying the Fuzzy CUSUM control chart for fuzzy data based on the concept of fuzzy random variables. The details of this control chart are given as follows. The fuzzy random variable with the sample size of n was represented by using a triangular fuzzy number denoted by $\tilde{X}_t = (X_{lt}, X_{ct}, X_{rt})$. Therefore, the sample mean of the triangular fuzzy number are as follows:

$$\tilde{\bar{X}}_t = (\bar{X}_{lt}, \bar{X}_{ct}, \bar{X}_{rt}) \quad (2)$$

$$\text{where } \bar{X}_{lt} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_{lj}, \bar{X}_{ct} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_{cj}, \bar{X}_{rt} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_{rj}$$

The statistics of triangular fuzzy number are defined as

$$\tilde{C}_{lt} = \max(0, \tilde{C}_{lt-1} + \bar{X}_{lt} - K) \quad (3)$$

$$\tilde{C}_{ct} = \max(0, \tilde{C}_{ct-1} + \bar{X}_{ct} - K) \quad (4)$$

$$\tilde{C}_{rt} = \max(0, \tilde{C}_{rt-1} + \bar{X}_{rt} - K) \quad (5)$$

where $\tilde{C}_{l0}, \tilde{C}_{c0}, \tilde{C}_{r0} = 0$ are the initial values and K is the reference value.

The fuzzy CUSUM statistics ($\tilde{C}_t$) can be calculated by following recursion:

$$\tilde{C}_t = \frac{1}{2} (\tilde{C}_{lt} + \tilde{C}_{rt}) \quad (6)$$

Consequently, an alarm indicating an out-of-control process is declare when the fuzzy CUSUM statistics $\tilde{C}_t > h$ where h is the control limit of fuzzy CUSUM control chart.

Comparison of Performance Control Chart

In this section, a numerical study is performed in order to study the performance of the CUSUM and Fuzzy CUSUM control chart for monitoring and controlling fuzzy data collected from a manufacturing process. The Monte Carlo simulation technique is used to generate samples from the normal distribution. The performance comparison of the control charts is evaluated by using the average run length (ARL). In case of in-control process, a large ARL value is desired, while a small ARL value is desired when the process is out-of-control.

The ARL approximation method is the Monte Carlo simulation technique (MC) which can be calculated by

$$ARL = \frac{\sum_{i=1}^M RL_i}{M} \quad (7)$$

where RL_i is the run length of the simulation time i
 M is the number of the simulation study.

Let the process of quality characteristic follows a normal distribution with parameter μ and σ^2 . In situation the process is in-control state, we let the normal parameter $\mu = \mu_0 = 10$ and the process is out-of-control state, the normal parameter $\mu = \mu_1 = \mu_0 + \delta\mu_0$ where δ is the magnitude of shift size; $\delta = 0.0, 0.10, 0.20, 0.30, 0.40, 0.50, 0.60, 0.70, 0.80, 0.90, 1.00$ and 1.50 respectively. The ARL are estimated by running the proposed schemes using the R-language program with repeated 10,000 times. The ARL is fixed (ARL_0) = 370 and 500 respectively, when the process is in-control. The results of the simulation study are reported in Tables 1 - 4. The parameter value for a Fuzzy CUSUM control chart was chosen by given $ARL_0 = 370$ and 500.

In Table 1, we compare results of ARL_1 for fuzzy number process between CUSUM and Fuzzy CUSUM control charts. The values of parameter for CUSUM and Fuzzy CUSUM control charts were established by setting $ARL_0 = 370$ and the sample sizes (n) = 5.

Table 1 The Average Run Length (ARL) values for the CUSUM and the Fuzzy CUSUM control charts when given $ARL_0 = 370$ and $n = 5$

Shift size δ	Control Chart	
	CUSUM	Fuzzy CUSUM
0.00	370.01	370.63
0.10	322.54	150.22
0.20	279.56	89.18
0.30	246.14	63.42
0.40	219.46	49.23
0.50	197.49	40.31
0.60	179.56	34.00
0.70	164.62	29.41
0.80	152.00	25.78
0.90	140.98	22.98
1.00	131.55	20.74
1.50	98.57	13.73

The ARL values of the CUSUM and the Fuzzy CUSUM control charts of fuzzy data with sample size $n = 5$ were reported for simulation studies in Table 1. Table 1 and Figure 1 shows that the ARL of the Fuzzy CUSUM control chart was lower than the CUSUM control chart, and the ARL value of the Fuzzy CUSUM control chart decreases rapidly as the shift size (δ) increases from 0.2-1.5.

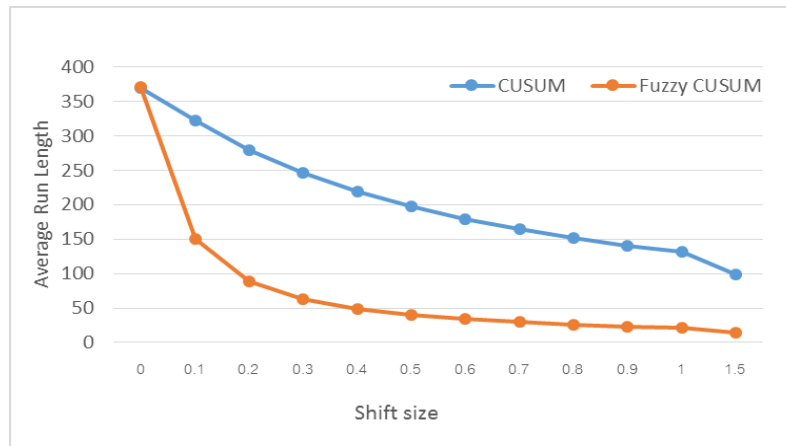


Figure 1 The Average Run Length (ARL) values for the CUSUM and the Fuzzy CUSUM control charts when given $ARL_0 = 370$ and $n = 5$

In Table 2 and Figure 2, we compare results of ARL_1 for fuzzy number process between CUSUM and Fuzzy CUSUM control charts. The values of parameter for CUSUM and Fuzzy CUSUM control charts were established by setting $ARL_0 = 370$ and $n = 10$.

Table 2 The Average Run Length (ARL) values for the CUSUM and the Fuzzy CUSUM control charts when given $ARL_0 = 370$ and $n = 10$

Shift size δ	Control Chart	
	CUSUM	Fuzzy CUSUM
0.00	370.00	370.68
0.10	310.73	148.90
0.20	266.62	89.18
0.30	233.36	62.05
0.40	207.30	48.19
0.50	186.57	40.02
0.60	169.56	33.77
0.70	155.38	29.04
0.80	143.35	25.41
0.90	133.07	22.85
1.00	124.19	20.54
1.50	93.01	13.64

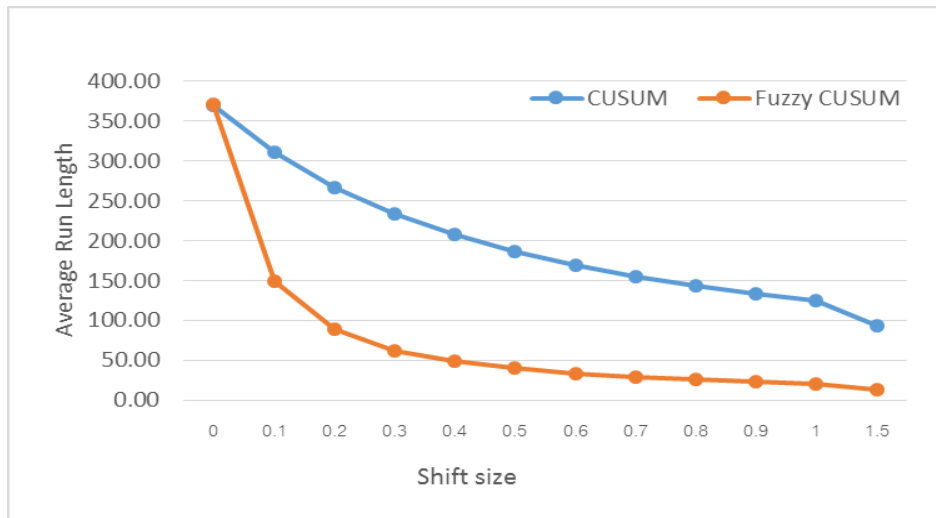


Figure 2 The Average Run Length (ARL) values for the CUSUM and the Fuzzy CUSUM control charts when given $ARL_0 = 370$ and $n = 10$

The results from the Table 2 and Figure 2, we find that the Fuzzy CUSUM control chart for mean detects all changes more quickly compared to the CUSUM control chart. In addition, it was found that the efficiency of the Fuzzy CUSUM control chart increased when the shift size was large, and the ARL value inversely proportional to the shift size.

In Table 3 and Figure 3, we compare results of ARL_1 for fuzzy number process between CUSUM and Fuzzy CUSUM control charts. The values of parameter for CUSUM and Fuzzy CUSUM control charts were established by setting $ARL_0 = 500$ and $n = 5$.

Table 3 The Average Run Length (ARL) values for the CUSUM and the Fuzzy CUSUM control charts when given $ARL_0 = 500$ and $n = 5$

Shift size δ	Control Chart	
	CUSUM	Fuzzy CUSUM
0.00	500.00	500.04
0.10	418.52	176.20
0.20	359.36	105.60
0.30	314.28	74.63
0.40	279.57	57.46
0.50	251.57	47.16
0.60	228.71	39.89
0.70	209.53	34.49
0.80	193.36	30.17
0.90	179.54	26.99
1.00	167.56	24.36
1.50	125.55	16.19

The results from the Table 3 and Figure 3, we find that the Fuzzy CUSUM control chart is more sensitive to small process mean shifts than CUSUM control chart.

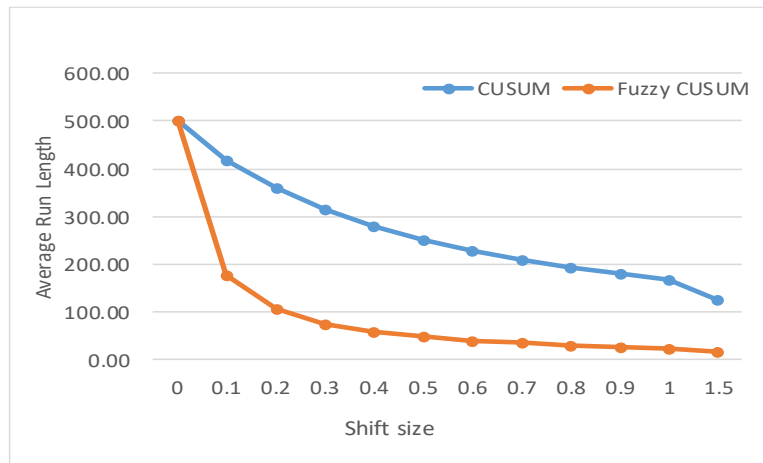


Figure 3 The Average Run Length (ARL) values for the CUSUM and the Fuzzy CUSUM control charts when given $ARL_0 = 500$ and $n = 5$

In Table 4, we compare results of ARL_1 for fuzzy number process between CUSUM and Fuzzy CUSUM control charts. The values of parameter for CUSUM and Fuzzy CUSUM control charts were established by setting $ARL_0 = 500$ and $n = 10$.

Table 4 The Average Run Length (ARL) values for the CUSUM and the Fuzzy CUSUM control charts when given $ARL_0 = 500$ and $n = 10$

Shift size δ	Control Chart	
	CUSUM	Fuzzy CUSUM
0.00	499.46	496.18
0.10	418.52	176.12
0.20	359.43	104.94
0.30	314.60	74.66
0.40	279.65	57.89
0.50	251.62	47.23
0.60	228.59	39.79
0.70	209.47	34.36
0.80	193.40	30.27
0.90	179.47	27.15
1.00	167.50	24.39
1.50	125.53	16.20

The results from the Table 4 and Figure 4, we find that the Fuzzy CUSUM control chart is the best control chart in the sense that it has minimizes the supremum of the conditional Average Run Length (ARL_1) when the process has a small shift size ($0.10 \leq \delta \leq 1.50$).

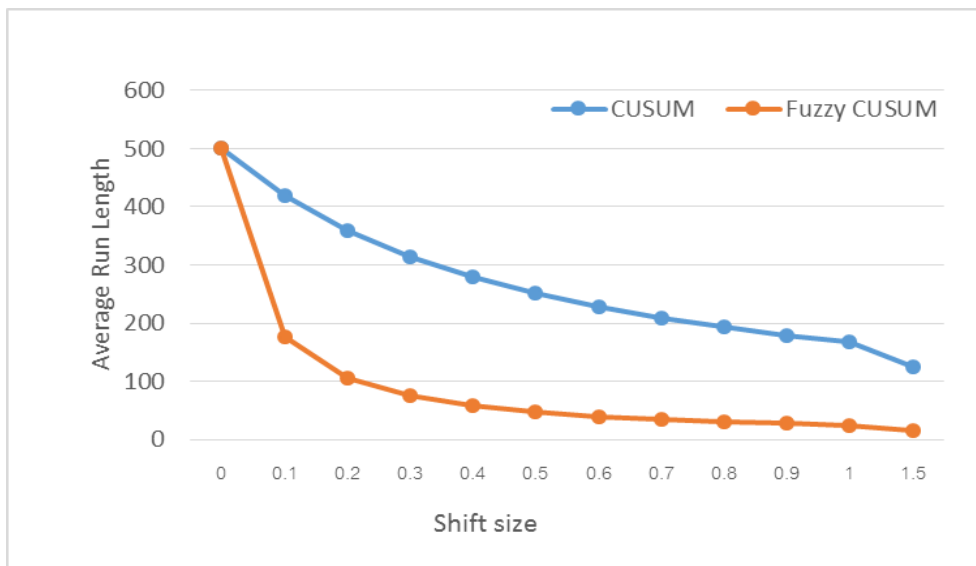


Figure 4 The Average Run Length (ARL) values for the CUSUM and the Fuzzy CUSUM control charts when given $ARL_0 = 500$ and $n = 10$

Conclusion

In this paper, we compared the performance of the existing CUSUM control charts and the proposed Fuzzy CUSUM control chart to detect mean shifts in a process when the data are fuzzy number. Now, the comparison between CUSUM and Fuzzy CUSUM control charts from Tables 1-4 reveals that:

(1) The Fuzzy CUSUM control chart for mean detects shifts more quickly as compared to the CUSUM control chart in the situation of ARL_0 are 370 and 500.

(2) The performance of Fuzzy CUSUM control chart for mean performs better in case of small shifts (δ) for all sample sizes (n) = 5 and 10.

Hence, it is concluded that the Fuzzy CUSUM control chart for mean is more efficient in terms of ARLs values and have shown better performance than the CUSUM control chart for detecting small shifts ($0.10 \leq \delta \leq 1.50$).

Therefore, a natural extension of this work is that it may consider interesting connections to multivariate fuzzy issues in future works.

Acknowledgements

This work was funded by The Faculty of Applied Science, King Mongkut's University of Technology North Bangkok, Thailand. Contract no.6145101 We would like to thank the unknown referees for offering useful suggestions for improving this paper.

References

- Amanda, D. S. M., Marcela, A. G. M., & Paloma, R. (2019). Fuzzy control chart for monitoring mean and range of univariate process. *Pesquisa Operacional*, 39(2), 339-357.
- GÜlbay, M., & Kahraman, C. (2007). An alternative approach to fuzzy control charts: Direct fuzzy approach. *Information Sciences*, 177, 1463-1480.
- Kanagawa, A., Tamaki, F., & Ohta, H. (1993). Control charts for process average and variability based on linguistic data. *International Journal of Production Research*, 2, 913-922.
- Khan, M. Z., Khan, M. F., Aslam, M., Niaki, S. T. A., & Mughal, A. R. (2018). A fuzzy EWMA attribute control chart to monitor process mean. *Information*, 9(12), 312.
- Page, E. S. (1954). Continuous inspection schemes. *Biometrika*, 41(1/2), 100-115.
- Shewhart, W. A. (1931). *Economic control of quality of manufactured product*. Macmillan and Co Ltd.
- Wang, D. (2006). A CUSUM control chart for fuzzy quality data. *Soft methods for integrated uncertainty modelling*, 357-364.
- Wang, D., & Hryniewicz, O. (2013). The design of a cusum control chart for LR-fuzzy data. In *2013 Joint IFSA World Congress and NAFIPS Annual Meeting (IFSA/NAFIPS)* (pp. 175-180). IEEE

Research Article

The Controlled-release Phosphorus Fertilizer with Silica from Rice Husk

Patcharaporn Pimchan^{1*}, Pornpan Tana¹, Rattanaporn Kongprom¹, Sirinan Pimulkan¹, Ammara Thaotho¹, Sonchai Intachai²

¹Department of Chemistry, Faculty of Science and Technology, Rajabhat Maha Sarakham University, MahaSarakhm 44000, Thailand

²Department of Chemistry, Faculty of Science, Thaksin University, Phatthalung 93210, Thailand

*E-mail : Patcharaporn145@gmail.com

Received: 09/09/2020; Revised: 04/07/2021; Accepted: 05/10/2021

Abstract

The current study was conducted with objectives to study the adsorption process of silica from rice husk, to study the phosphorus content before and after its adsorption in silica, to prepare the phosphorus fertilizer pellets, and to study the release of phosphorus of the prepared fertilizers. The product is used as a controlled-release fertilizer. The rice husk after calcined at 900 °C for 6 h. got 12% of the silica, which qualified as absorbent material by the XRD and FT-IR techniques. The porous silica has phosphorus contents at 15.20 g/kg; 1.52% in the raw material. After soaking with 20 ppm P₂O₅, the phosphorus was increased to 38.13 g/kg (3.81%). The phosphorous content of the sample was over the organic fertilizer standard. The pellet fertilizers from silica were prepared by compressing the mixture of silica and binder, which can be maintained as the fertilizer granules for up to 30 days in distilled water. The phosphorus in fertilizer powder released up to 79.35% in 648 h while tablets released 48.72% at the same time. The powder phosphorus fertilizer was found to be a standardized controlled-release fertilizer while the pallet fertilizer can be considered an excellent fertilizer as it has high phosphorus content and slow-release capability. It indicates that the mesoporous silica from the rice husk is one of the alternative components to prepare the controlled-release fertilizer.

Keywords: Controlled-release fertilizer, Mesoporous, Phosphorus, SiO₂, Rice husk

Introduction

The rapid expansion in world population brings about higher demand in agricultural yield. Therefore, agriculturist needs to increase their productivity. In addition to the requirements for more agrarian produce, technological advancement is also bringing about an increase in health consciousness. Many chemical fertilizer products are inorganic material of wholly or partially synthetic origin that is added to the soil to sustain plant growth. The chemical fertilizers increase the acidity of the soil, reduce the soil's beneficial organism population, and interfere with plant growth because they contain properties such as sulfuric and hydrochloric acids. To solve these environmental problems, organic and non-chemical fertilizers have been widely used as green industrial and agricultural practices get more attention. Organic fertilizer is one of the alternatives to chemical fertilizers for adding nutrients to the soil. It increases soil organic matter, improves

soil structure, and reduces soil crusting problems. The growth of plants and their quality is mainly related to the quality of the used fertilizers (Wu and Liu, 2007; Zhang et al., 2013). Many researchers are interested in organic agriculture (Bengtsson et al., 2005; Muller et al., 2017) to achieve sustainable food systems. Organic fertilizers have low crop yields, dissolve rapidly, and are expensive. However, the disadvantages of organic fertilizers were low stability and low nutrient, it could be beneficial when used in an appropriate amount. New technologies to improve fertilizer quality and protect the environments are being developed by such methods as encapsulating the fertilizer by graphene (Zhang et al., 2014), coating them with inorganic materials (Tian et al., 2017; Teixeira et al., 2016; Wu et al., 2008) and/or adsorbing them into Zeolite or Silica (SiO_2) (Notario del Pino et al., 1995; Cui et al., 2015). These would make controlled-release fertilizer. The controlled-release fertilizer consists of water-soluble fertilizer that was encased within a polymer coating-forming a round pill. The polymer coating has small holes in which water can pass into the pill, solubilizes the fertilizer, and slowly release the fertilizer from the pill. However, these processes may cause polymer residue in the soil.

Phosphorus (P) is an essential nutrient required for plant growth. Although the substance is needed in a very low concentration in soil, it greatly affects the growth processes of plants when there is not enough phosphorus in the planting area. To explain, phosphorus (P) deficiency can adversely affect the growth and development of crops. The leaf and root can be damaged, and a break in overall growth could be caused due to a low concentration of phosphorus (Zhang et al., 2017). A low concentration of phosphorus can be explained by the reactivity of phosphorus and the environment. This results in numerous phosphate ions in the soil which is not beneficial for the growth of plants (Zhang et al., 2017; Zhang et al., 2019; Redel et al., 2019).

Silica (SiO_2) is a material used widely in many industries as a catalyst, a polymer filler, an optical device, an absorbent, and a drug deliverer (Cui et al., 2015; Pijarn et al., 2010; Li et al., 2011a, Li et al., 2011b) because it has a lightweight and high surface area. The SiO_2 can be used as adsorptive material for supporting and/or improving the stability of the adsorbate. Moreover, the SiO_2 is easy to extract by different agricultural materials such as rice husk, corn cob, or sugar cane, etc. (Okoronkwo et al., 2016; Affandi et al., 2009; Deshmukh et al., 2012). Because of the cost, high surface area, and non-toxicity, the capability to decrease the soil acidity (Tavakkoli et al., 2011) and reduce the residues in soil, silica can be considered a promising material for fertilizers.

In this study, we prepared the controlled-release phosphorus fertilizer supported by SiO_2 , that obtained from rice husk to increase phosphorus and improve fertilizer efficiency with low toxic residues. The SiO_2 composite fertilizer can be a promising alternative because it can control phosphorus release and extend the dynamics of the nutrient uptake during the growing season as well as increasing productivity or reducing chemical fertilizer consumption by replacing it with controlled-release fertilizers.

Experimental Materials

Phosphorus pentoxide (P_2O_5) was obtained by Riedel -de Haën. Hydrochloric acid (HCl), Ammonium fluoride (NH_4F), Ammonium molybdate ($(\text{NH}_4)_6\text{Mo}_7\text{O}_{24} \cdot 4\text{H}_2\text{O}$) and potassium antimony tartarated ($\text{K}_2\text{Sb}_2(\text{C}_4\text{H}_2\text{O}_6)_2$) were purchased by Carlo Erba Co., Inc. Sulfuric acid (H_2SO_4) was obtained by RCI Labscan limited Co., Inc, and boric acid (H_3BO_3) was purchased from Fisher Scientific. All the reagents were analytical grade and were used without further purification. Mesoporous silica was prepared from rice husk collected in the northeastern area of Thailand.

Preparation of Silica from the Rice Husk

Mesoporous silica from rice husk was prepared by a modified method from Devarpanah and Kiasat (Davarpanah et al., 2013). The sticky rice husk was washed with distilled water several times and dried at 100 °C for 12 h, then refluxed with 1.0 M sulfuric acid (H₂SO₄) for 4 h. The product was washed with distilled water until the pH of the rinse reached 7.0 and dried at 100 °C for 24 h. The product was calcined in air at 900 °C for 6 h. (Muhammad et al., 2016) The product was mesoporous silica.

Preparation of Phosphorus-Silica Fertilizer

The phosphorus-silica fertilizer was performed by adsorbing P₂O₅ into mesoporous silica. The 5 g of mesoporous silica was stirred in 60 mL of 20 ppm P₂O₅ solution for 24 h. The sample was filtrated and dried at 60°C for 24 h. The P₂O₅ contents before and after adsorption were investigated by a colorimetric method with Brey II reagent extraction (0.03 N HCl and 0.1 N NH₄F) (Murphy & Riley, 1962). The phosphorus-silica fertilizer was pelleted by adding the powder sample 1 g in 10 mL of 10% tapioca flour solution boiling for approximately 30 minutes with continuous heat to make the solution volatile. The samples were passed to 8 pellets by a hand mechanic. The fertilizer tablets were dried at 50°C for 6 h.

Determination of the Fertilizer Release

The controlled-release behaviors of phosphorus-silica fertilizer were investigated by the following methods. In the powder fertilizer release, 1 g of powder was added into round bottles containing 60 ml of distilled water. The bottles were kept and incubated at room temperature, then 2 ml of sampling was collected at 3, 12, 18, and 24 h, and every 3 days to 30 days. The 2 mL of water was carefully injected into the bottles to maintain a constant amount of solvent (Zhang et al., 2014). The tablet fertilizer release applied a similar method. However, 8 tablets of 1 g were used as the sample. Phosphorus content was determined in terms of P₂O₅ by the Murphy-Riley method (Murphy & Riley, 1962) in both groups. In detail, the samples at 2 mL were added to the 25 ml volumetric flask. 5 mL of 20% H₃BO₃, 2 mL of Murphy's reagent, and 1 mL of 2.5% ascorbic acid were then added and diluted to volume. After 10 minutes, the absorbance was measured by a spectrophotometer at 870 nm. The experiment was repeated three times and the percentage of phosphorus released by the fertilizer is calculated using the following equation where release P is the concentrate of phosphorus that release at the time points (g/Kg of SiO₂) and total P is phosphorus content after absorbed P₂O₅ (38.1 g/Kg of SiO₂).

$$\text{percentage P release} = \frac{\text{release P}}{\text{total P}} \times 100$$

Characterization

Powder X-ray diffraction patterns (XRD) were obtained on a Bruker D8 ADVANCE diffractometer using monochromatic CuK α radiation. Diffuse reflectance spectra were recorded on a Perkin-Elmer double beam spectrophotometer. Infrared spectra of the samples were performed on a Perkin-Elmer Spectrum One FT-IR spectrophotometer by the KBr disk method. The scanning electron microscopy (SEM) was obtained from Coax Group Corporation Ltd. (Model TM3030 S/N 145045-05).

Results and Discussion

After the rice husk was refluxed with H_2SO_4 and calcined in the air at 900°C , the pinkish-white powder (Figure 1a) with 6.62 percentage of the ash and 12 percentage of silica was obtained. Generally, the white colour of the ash was received in the amorphous silica structure while the pinkish tinge was established in a higher crystalline content (tridymite or cristobalite) (Deshmukh et al., 2012). The colour of the product suggests high crystalline and high porous silica were formed. Moreover, the crystalline was relative to the solubility of the silica, and the high crystalline was low solubility. Therefore, the non-reactive SiO_2 prepared from the rice husk can be applied to control the fertilizer released. The crystalline SiO_2 might be confirmed by XRD. To improve the potential of the phosphorus-silica fertilizer by using the tapioca flour to coordinate the powder sample to form the fertilizer tablet, the powder sample 1 g was formed to 8 pellets showed in Figure 1b. The phosphorus-silica fertilizer tablets were rod-shaped at 1 cm in length and 0.13 g in weight per tablet.



Figure 1 The powder (a), Fertilizer tablets (b), and Fertilizer tablets after related (c)

The XRD pattern of the sample is shown in Figure 2. The XRD pattern of the SiO_2 from the rice husk revealed the three main peaks at 2θ 20.8° , 21.8° , and 26.6° , which corresponding to the tridymite, cristobalite, and tridymite crystals characteristic, respectively (Deshmukh et al., 2012; Adams et al., 2014). From the XRD pattern of the product indicating the mixture between tridymite and cristobalite, crystals of silica were formed. Usually, the SiO_2 can be transformed between the tridymite and cristobalite by heating at over 900°C under suitable purity, especially the phosphorous content in the SiO_2 . From the characterization, it was found that the mesoporous silica that mixes tridymite and cristobalite crystals can be prepared from the sticky rice husk collected in the northeastern area of Thailand. It had been found that the phosphorous content of the fresh rice husk (RH) was 0.7-2.2 g/kg and rice husk ash (RHA) at 0.4-1.9 g/kg (Okon et al., 2005). The material in the current had a high phosphorous content (15.20 g/kg; 1.52%) that consistent with the phosphorous fertilizer application.

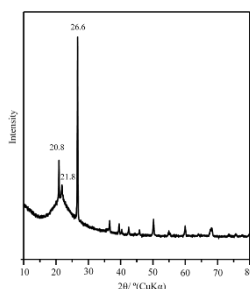
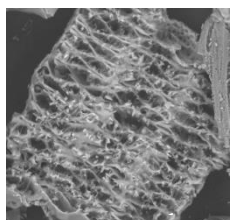


Figure 2 The XRD pattern of the silica sample

The SEM image of silica powder is revealed in Figure 3 The SEM image of silica powder corresponding to the colour of the sample, silica from rice husk revealed the microporous with a diameter at 6–7 μm and length at around 20–25 μm , which leads to an excellent absorbent. The porous structures were highly distributed throughout the rice husks. The material can be applied



to phosphorus adsorption for slow or controlled-release fertilizer.

Figure 3 The SEM image of silica sample

The functional groups of the extracted silica were identified by FT-IR spectrum as exposed in Figure 4 The FT-IR spectrum of the product revealed the strong absorption peak at 1090 cm^{-1} corresponding to the asymmetric stretching vibration of tetrahedra SiO_4 (Cui et al., 2015; Okoronkwo et al., 2016; Attia et al., 2015). The peak at 750 cm^{-1} was designated to the asymmetric stretching vibration of SiO_4 . It may be associated with structures having a Si/Al ratio close to one (Okoronkwo et al., 2016; Adams et al., 2014). Additionally, the signal at 659 cm^{-1} was associated with a network Si-O-Si symmetric stretching that is characteristic of the crystalline cristobalite, and the band at 480 cm^{-1} was due to network Si-O-Si bending vibration modes (Okoronkwo et al., 2016; Adams et al., 2014). The characterizations of the silica from the rice husk exhibited in the functional groups of silinol and silicates confirmed the formation of crystalline of silica.

The phosphorus-silica fertilizer was performed by absorbing P_2O_5 into mesoporous silica. Table 1 indicated that the silica from rice husk had phosphorus in high content (15.20 g/kg; 1.52%). It has been reported that the amount of phosphorus in rice husk ash (RHA) was 0.4-1.9 g/kg (Okon et al., 2005), which acts as reflux for tridymite formation of silica (Shinohara et al., 2004; Haslinawati et al., 2009). The silica in raw material presented the high content of phosphorus that favours tridymite crystallization was formed corresponding to the XRD pattern of the sample. After absorbing P_2O_5 , the sample presented the phosphorus content at 38.13 g/kg (3.81%). The phosphorous content of silica from the rice husk was over the organic fertilizer standard, which was 0.1-0.4% by weight (Riwandi, 2018). Consequently, phosphorus-silica can be considered as the alternative fertilizer.

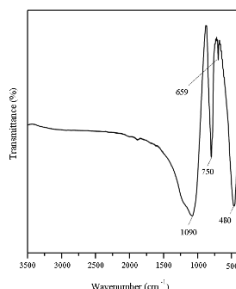


Figure 4 The FT-IR spectrum of the silica sample

Table 1 The phosphorus content in silica from rice husk

Silica from rice husk	Before absorbed P_2O_5	After absorbed P_2O_5
phosphorus content (g/100 g of SiO_2)	1.52±0.04	3.81±0.15

The phosphorus release behaviors of fertilizer powder and fertilizer tablets in distilled water at room temperature were revealed in Figure 5. The release of phosphorus in fertilizer powder and tablets were increased with time. The phosphorus in fertilizer powder was released at about 2.03 g/kg (5.31%) after soaking for 3 h and the maximum discharge was 79.35% for 648 h (Table 2). After forming the tablets by using the tapioca flour, the phosphorus fertilizer pellets were still kept in a good shape as they were at the beginning, and some pellets drifted on the distilled water without structural collapse (Figure 1c). The phosphorus was not released from the initial stage to the 18 h; then it was slowly released to 0.85 g/kg (2.20%) at 24 h and maximum expulsion was 18.49 g/kg (48.72%) for 648 h.

It has been reported that the release of potassium was 93.8% after soaking in water for 8 h to encapsulate KNO_3 pellets with graphene oxide (Zhang et al., 2014) and was 60% in the soil for potassium silicate (Wu & Liu 2007). The release of phosphorus was 96% after soaking in water for 7 h for phosphorus superabsorbent composite (Liang et al., 2007). The standard of slow-release fertilizers of the Committee of European Normalization (CEN) was the release of nutrients at lower than 15% on the third day and not above 75% on the 30th day. The release of phosphorus in fertilizer powder and tablet revealed at 32.50% and 5.45%, respectively on the third day and at 79.35% and 48.72%, respectively on the 30th day. It can be claimed that the phosphorus fertilizer powder agreed with the standard, while the phosphorus fertilizer tablet had an excellent slow-release property (Wu & Liu 2007). Although Phosphorus is an indispensable nutrient, it has a low requirement (2.5-5 g/kg), on the other hand, it needs to be released with consistency (Riwandi, 2018). However, phosphorus in general organic or chemical fertilizer was 100% released and decomposed which is not appropriate for plants. Findings show that trend of phosphorus release were decreased at 72 h and increased again after that. It indicates that the phosphorus was adsorbed and desorbed into the mesoporous of the silicas. This observation suggested that phosphorus can be absorbed into the mesoporous silica to collect and decrease solubility as well as increase stability. From this behavior, the fertilizer can be adjusted to the equilibrium of phosphorous after adsorbed by plants to decrease the decomposition of phosphorous and continuously release it for plants. The release of phosphorus fertilizer powder and tablets were slowly consistent; this was good behavior for controlled-release fertilizer. Both phosphorus fertilizer powder and tablet were suitable for application in controlled-release phosphorus fertilizer, which is a non-toxic, low-cost, and locally available product. Moreover, silica can be used to improve the soil by reducing soil salinity. The phosphorus-silica fertilizer samples were a new alternative to eco-friendly fertilizer.

Table 2 The phosphorus release behaviors of fertilizer powder and fertilizer tablets in water

time (hour)	The release of phosphorus in water			
	fertilizer powder		fertilizer tablets	
	g P/kg	%	g P/kg	%
0	0.00	0.00	0.00	0.00
3	2.03±0.19	5.31	0.00±0.00	0.00
12	4.80±0.20	12.60	0.00±0.00	0.00
18	7.53±0.50	19.88	0.00±0.00	0.00
24	9.97±0.50	26.18	0.85±0.35	2.20
72	12.37±1.21	32.50	2.07±0.37	5.45
144	14.90±0.36	39.31	4.21±0.71	11.04
216	17.10±0.85	45.06	6.70±0.79	17.68
288	19.20±0.80	50.45	8.10±0.90	21.24
360	21.53±1.14	56.42	10.27±1.25	26.85
432	23.93±1.30	62.81	12.08±1.10	31.59
504	26.33±1.30	69.11	14.93±1.70	39.35
576	28.57±0.85	75.02	16.39±1.30	42.93
648	30.13±0.35	79.09	18.49±1.50	48.46
720	30.20±0.72	79.35	18.59±1.40	48.72

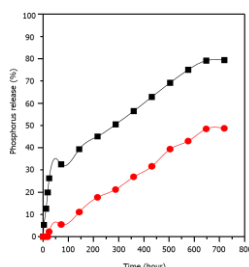


Figure 5 The phosphorus release behaviors of fertilizer powder (■) and fertilizer tablets (●) in water

Conclusions

The phosphorus-silica fertilizer was successfully prepared by absorbing P_2O_5 into mesoporous silica from the rice husk. The phosphorous content of the sample was 38.13 g/kg (3.81%) which is over the organic fertilizer standard. The phosphorus in fertilizer powder and tablets were maximum discharge at 79.35% and 48.72% for 648 h, respectively. The pellets were kept in a good shape for up to 30 days. The releases of phosphorus fertilizer powder and tablets were slowly consistent. The phosphorus fertilizer powder was standardized, while the tablet was excellent as controlled-release fertilizers. Both phosphorus-silica fertilizer powder and tablet were suitable for application in controlled-release phosphorus fertilizer, which is a non-toxic, low-cost, and locally available product.

ACKNOWLEDGMENTS

This research was supported by the Research and Development Institute, Rajabhat Maha Sarakham University, and thank you for the Faculty of Science and Technology at Rajabhat Maha Sarakham University.

References

- Adams, F. V., Ikotun, B. D., Patrick, D. O., & Mulaba-Bafubiandi, A. F. (2014). Characterization of rice hull ash and its performance in turbidity removal from water. *Particulate Science and Technology*, 32, 329-333. <https://doi.org/10.1080/02726351.2013.867001>
- Affandi, S., Setyawan, H., Winardi, S., Purwanto, A., & Balgis, R. (2009). A facile method for production of high-purity silica xerogels from bagasse ash. *Advanced Powder Technology*, 20, 468-472. <https://doi.org/10.1016/j.appt.2009.03.008>
- Attia, N. F., Afifi, H. A., & Hassan, M. A. (2015). Synergistic study of carbon nanotubes rice husk ash and flame retardant material on the flammability of polystyrene nanocomposite. *Materials Today: Proceedings*, 2(7), 3998-4005. <https://doi.org/10.1016/j.matpr.2015.08.029>
- Bengtsson, J., Ahnström, J., & Weibull, A. C. (2005). The effects of organic agriculture on biodiversity and abundance: a meta-analysis. *Journal of Applied Ecology*, 42, 261-269. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2664.2005.01005.x>
- Cui, J., Sun, H., Luo, Z., Sun, J., & Wen, Z. (2015). Preparation of low surface area SiO₂ microsphere from wheat husk ash with a facile precipitation process. *Materials Letters*, 156, 42-45. <https://doi.org/10.1016/j.matlet.2015.04.134>
- Davarpanah, J., & Kiasat, A. R. (2013). Catalytic application of silver nanoparticles immobilized to rice husk-SiO₂-aminopropylsilane composite as recyclable catalyst in the aqueous reduction of nitroarenes. *Catalysis Communications*, 41, 6-11. <https://doi.org/10.1016/j.catcom.2013.06.020>
- Deshmukh, P., Bhatt, J., & Peshwe, D. (2012). Determination of silica activity index and XRD, SEM and EDS studies of amorphous SiO₂ extracted from rice husk ash. *Transactions of the Indian Institute of Metals*, 65, 63-70. <https://doi.org/10.1007/s12666-011-0071-z>
- Erinle, K. O., Doolette, A., & Marschner, P. (2019). P pools in barley derisusphere are influenced by N and P addition to the soil. *Journal of Soil Science and Plant Nutrition*, 19, 463-468. <https://doi.org/10.1038/srep18783>
- Haslinawati, M. M., Matori, K. A., Wahab, Z. A., Sidek, H. A. A., & Zainal, A. T. (2009). Effect of temperature on ceramic from rice husk ash. *International Journal of Basic and Applied Sciences*, 9, 111-114.
- Li, D., Chen, D., & Zhu, X. (2011). Reduction in time required for synthesis of high specific surface area silica from pyrolyzed rice husk by precipitation at low pH. *Bioresource Technology*, 102, 7001-7003. <https://doi.org/10.1016/j.biortech.2011.04.020>
- Li, D. & Zhu, X. (2011). Short-period synthesis of high specific surface area silica from rice husk char. *Materials Letters*, 65, 7001-7003. <https://doi.org/10.1016/j.matlet.2011.03.011>
- Liang, R., Liu, M., & Wu, L. (2007). Controlled release NPK compound fertilizer with the function of water retention. *Reactive and Functional Polymers*, 67, 769-779. <https://doi.org/10.1016/j.carbpol.2007.08.020>
- Muhammad, I., Ambreen, G. M., Amir, H., & Abdul, M. (2016). Synthesis, characterization and amoebicidal potential of locally synthesized TiO₂ nanoparticles against pathogenic Acanthamoeba trophozoites in vitro. *Journal of Photochemistry and Photobiology B: Biology*, 159, 125-132. <https://doi.org/10.1016/j.jphotobiol.2016.03.014>
- Muller, A., Schader, C., El-Hage Scialabba, N., Brüggemann, J., Isensee, A., Erb, K.H., Smith, P., Klocke, P., Leiber, F., Stolze, M., & Niggli, U. (2017). Strategies for feeding the world more sustainably with organic agriculture. *Nature Communications*, 8, 1290. <https://doi.org/10.1038/s41467-017-01410-w>
- Murphy, J., & Riley, J. R. (1962). A modified single solution method for the determination of phosphate in natural waters. *Analytica Chimica Acta*, 27, 31-36. [https://doi.org/10.1016/S0003-2670\(00\)88444-5](https://doi.org/10.1016/S0003-2670(00)88444-5)
- Notario del Pino, J. S., Arteaga Padrón, I. J., González Martín, M. M., & García Hernández, J. E. (1995). Phosphorus and potassium release from phillipsite-based slow-release fertilizers. *Journal of Controlled Release*, 34, 25-29. [https://doi.org/10.1016/0168-3659\(94\)00116-C](https://doi.org/10.1016/0168-3659(94)00116-C)

- Okoronkwo, E. A., Imoisili, P. E., Olubayode, S. A., & Olusunle, S. O. O. (2016). Development of silica nanoparticle from corn cob ash. *Advances in Nanoparticles*, 5, 135-139. <https://doi.org/10.4236/anp.2016.52015>
- Okon, P. B., Ogeh, J. S., & Amalu, U.C. (2005). Effect of Rice Husk Ash and Phosphorus on Some Properties of Acid Sands and Yield of Okra. *Communications in Soil Science and Plant Analysis*, 36, 833-845. <https://doi.org/10.1081/CSS-200049460>
- Pijarn, N., Jaroenworarluck, A., Sunsaneeyametha, W., & Stevens, R. (2010). Synthesis and Characterization of Nanosized-Silica Gels Formed under Controlled Conditions. *Powder Technology*, 203, 462-468. <https://doi.org/10.1016/j.powtec.2010.06.007>
- Riwandi, Handajaningsih, M., Prasetyo, & Hasanudin. (2018). Compost derived from local organic materials as source of plant nutrients. *Conference Series: Earth and Environmental Science*, 215.
- Redel, Y., Staunton, S., Durán, P., Gianfreda, L., Rumpel, C., & de La Luz Mora, M. (2019). Fertilizer P uptake determined by soil P fractionation and phosphatase activity. *Journal of soil science and plant nutrition*, 19, 166-174. <https://doi.org/10.1007/s42729-019-00024-z>
- Shinohara, Y., & Kohyama, N. (2004). Quantitative analysis of tridymite and cristobalite crystallised in rice husk ash by heating. *Industrial Health*, 42, 277-285. <https://doi.org/10.2486/indhealth.42.277>
- Tavakkoli, E., Lyons, G., English, P., & Guppy, C. N. (2011). Silicon nutrition of rice is affected by soil pH, weathering and silicon fertilization. *Journal of Soil Science and Plant Nutrition*, 174(3), 437 - 446. <https://doi.org/10.1002/jpln.201000023>
- Teixeira, R., da S., Silva, I. R. da, Sousa, R. N. de, Mattiello, E. M., & Soares, E. M. B. (2016). Organic acid coated-slow-release phosphorus fertilizers improve P availability and maize growth in a tropical soil. *Journal of Soil Science and Plant Nutrition*, 16, 1097-1112. <https://doi.org/10.4067/S0718-95162016005000081>
- Tian, C., Zhou, X., Liu, Q., Peng, J. -W., Wang, W. -M., Zhang, Z. -H., Yang, Y., Song, H. -X., & Guan, C. -Y. (2017). Effects of a controlled-release fertilizer on yield, nutrient uptake, and fertilizer usage efficiency in early ripening rapeseed (*Brassica napus* L.). *Journal of Zhejiang University-Science B*, 17, 775-786. <https://doi.org/10.1631/jzus.B1500216>
- Wu, L., & Liu, M. (2007). Slow-release potassium silicate fertilizer with the function of superabsorbent and water retention. *Industrial & Engineering Chemistry Research*, 46, 6494-6500. <https://doi.org/10.1021/ie070573l>
- Wu, L., Liu, M., & Liang, R. (2008). Preparation and properties of double-coated slow-release NPK compound fertilizer with superabsorbent and water-retention. *Bioresource Technology*, 99, 547-554. <https://doi.org/10.1016/j.biortech.2006.12.027>
- Zhang, J., Cao, Z., Feng, G., Li, M., Li, C., Gao, Q., & Wang, L. (2017). Effects of integrated soil-crop system management on soil organic carbon characteristics in a Primosol in Northeast China. *Pedosphere*, 27, 957-967. [https://doi.org/10.1016/S1002-0160\(17\)60474-0](https://doi.org/10.1016/S1002-0160(17)60474-0)
- Zhang, M., Gao, B., Chen, J., Li, Y., Creamer, A. E., & Chen, H. (2014). Slow-release fertilizer encapsulated by graphene oxide films. *Chemical Engineering Journal*, 255, 107-113. <https://doi.org/10.1016/j.cej.2014.06.023>
- Zhang, P., Li, C., Xie, X., Gao, Q., Zhang, J., & Wang, L. (2019). Integrated soil-crop system management increases phosphorous concentration and bioavailability in a Primosol. *Journal of Soil Science and Plant Nutrition*, 19, 357-367. <https://doi.org/10.1007/S42729-019-00036-9>
- Zhang, W., Wang, C., Dong, M., Jin, S., & Li, H. (2018). Dynamics of soil fertility and maize growth with lower environment impacts depending on a combination of organic and mineral fertilizer. *Journal of Soil Science and Plant Nutrition*, 18, 556-575. <https://doi.org/10.4067/S0718-95162018005001701>

Zhang, Y., Wu, F., Liu, L., & Yao, J. (2013). Synthesis and urea sustained-release behavior of an eco-friendly superabsorbent based on flax yarn wastes. *Carbohydrate Polymers*, 91, 277-283. <https://doi.org/10.1016/j.carbpol.2012.08.041>

Research Article

Nutritional value and antioxidant activity of some reintroduced underutilized vegetables in Nigeria

Israel O. Otemuyiwa^{1*}, Boladale W. Akinbola¹, Ifeoluwa O. Akinyemi¹, Comfort O. Bamiro¹ and Akinsanmi A. Akingbade¹

¹Affiliation Department of Chemistry, Obafemi Awolowo University, Ile-Ife, Nigeria

*E-mail: otemuyisegun@oauife.edu.ng.

Received: 06/12/2020; Revised: 13/05/2021; Accepted: 25/06/2021

Abstract

The study evaluated the nutritional values of eight newly reintroduced vegetables indigenous to Nigerian. The vegetables were analyzed for proximate composition using AOAC methods while minerals and amino acid profile were analyzed using Atomic Absorption Spectrophotometer and amino acid analyzer, respectively. Phytate, tannins and antioxidant activities were measured by Spectrophotometric methods. The results showed that dry matter, ash content, crude fiber, ether extract and crude protein (dry weight basis) ranged from 5.0 to 65.9 %, 6.0 to 16.8 %, 5.0 to 14.6 %, 1.6 to 6.8 % and 10.0 to 15.7 %, respectively. The content of minerals (mg/kg) indicated that iron varied from 6.2 and 100, zinc (0.13 and 4.6), copper (0.03 and 2.07), calcium (24 to 810) and magnesium (34 and 233), whereas chromium, nickel and lead were below lethal level. Aspartic acid and glutamic acid were the most abundant amino acids, the total amino acids (Σ TAA) ranged from 64.6 to 103 g/100 g protein out of which between 44 and 49.6% were essential amino acids. Tannin ranged from 1.0 to 33.4 mg/g catechin equivalent, phytate (1.56 to 9.5 mg /g), total phenol (0.53 to 0.8 mg/g gallic acid equivalent and the percentage radical scavenging antioxidant activity ranged from 69.5 to 90.3 %. The study showed that the vegetables possess high antioxidant activities and sufficient nutrients that could meet the recommended dietary intakes if consumed. Hence, consumption of these reintroduced vegetables could help ameliorate nutrient deficiencies and solve food security challenges among Nigerians.

Keywords: underutilized vegetables, amino acid, antioxidant, minerals, phytonutrient

Introduction

Wild vegetables in particular play significant roles in the livelihood of many communities in the developing countries as food and medicine (Arowosegbe, 2013).

Due to urbanization and oil boom that was experienced in the 1970s in Nigeria, a lot of people migrated from rural areas to seek greener pastures in the cities and urban centres thus farming suffered a lot of setbacks. Civilization and urbanization brought about the growth of restaurants and fast – food joints where ready to eat foods, snacks and food away from home are available and at affordable cost. These away from home foods replaced home made / kitchen foods. The change in food consumption pattern to that of western diets affects farm produce especially cultivation of indigenous vegetables which was regarded as economic waste.

In nature, there are many underutilized greens of promising nutritive value which can nourish the human population. Many of them are resilient, adaptive and tolerant to adverse climatic conditions. A large number of these vegetables exist as wild species. These wild species are subjected to continuous danger of extinction as a result of various human and environmental factors causing modification or irreversible changes in the crops natural habit with resultant losses of importance germplasm (Arowosegbe, 2013). This gradual loss of genetic diversity may deprive future generations with useful resources for the enhancement of their health (Aletor et al., 2002). Also, a number of these under-utilized vegetables species known to home, disappeared completely even from the wild.

The change in food consumption pattern had caused a significant shift of disease burden from communicable diseases and undernutrition to chronic, non-communicable diseases (NCDs) such as diabetes and cardiovascular diseases (CVDs) (Frank et al., 2019; Chacha and Laswai, 2020). United Nations Food and Agriculture Organization has widely noted that most widespread and debilitating nutritional disorders, like birth defects, mental and physical retardation, weakened immune systems, blindness and even death has resulted from poor fruits and vegetables consumption habits (FAO,2001).

In order to combat the scourge of food insecurity and diseases especially among the rural communities in Nigerian, intensive campaigns were launched by international organizations to promote the importance of under-utilized vegetables especially in the area of nutrition and economic empowerment especially among women who are key player in the vegetable production.

One of such initiatives is the Nigerian–Canada Underutilized Vegetable Initiatives (NICANVEG), a project sponsored through the Canadian International Food Security Research Fund. The project aimed at enhancing food security, economic growth and conservation of valuable vegetable species. The Nigerian Canada underutilized indigenous vegetable project (NICAVEG) was designed to bring back indigenous vegetable to the dining tables by popularizing their cultivation, marketing and consumption. The initiative is currently promoting cultivation and consumption of the underutilized vegetables in Nigeria and also to reduce poverty and empower the rural women economically.

Although, vegetables can be raised comparatively at lower management costs even on poor marginal lands, they have remained underutilized due to lack of awareness and popularization of technologies for utilization.

Examples of some under-utilized indigenous Nigerian vegetables being promoted are; *Solanum nigrium* (Odu), *Verononia amygdalina* (Ewuro), *Solanum scabrum* (Ogumo), *Solanecio biafrae* (Worowo), *Solanum macrocarpon* (Igbagba), *Curcibita pepo* (Elegede), *Amaranthus cruentus* (Tete) and *Bassella alba* (Amunututu) (Figure 1).

It is worthy to note that the long-term malnutrition problem of the poor nations cannot be solved by food aid or food trade with the affluent countries but rather by the adequate utilization of indigenous plant foods (Umerah et al., 2019). This is because traditional food resources can make substantial contribution in meeting the nutritional needs of the population, especially the low-income group and particularly in times of seasonal scarcity.

A diet rich in vegetables (more than 5 servings per day) is recommended along with fruits and whole grains; an epidemiological study found that a diet of this composition has a negative association with the risk of chronic diseases. Antioxidants in vegetables are some of the important nutrients besides vitamins, minerals, and fibre which have been reported to contribute to health (Olajire and Azeez, 2011). Plant foods have also been reported to contain anti-nutrients such as tannins, phytate, oxalic acid, and so on which were found to interfere with mineral absorption and organoleptic properties of food. The objectives of this study were

to analyze some 'newly' promoted underutilized vegetables for nutrients, anti-nutrients and antioxidant activity. The finding of this study would help us to ascertain that the vegetables will promote adequate nutrient intake without negative impact, if consumed.

Materials and methods

Sample and sample preparations

Vegetables were collected from the Teaching and Research farm of Obafemi Awolowo University, Ile-Ife. The vegetable samples (Figure 1) consist of *Solanecio biafrae* (Worowo), *Curcibita pepo* (Elegede), *Amaranthus cruentus* (Tete), *Bassella alba* (Amunututu), *Solanum nigrium* (Odu), *Veronia amygdalina* (Ewuro), *Solanum scabrum* (Ogumo), and *Solanum macrocarpon* (Igbagba),

The leaves were detached from the stalk, cut into small sizes, washed to remove unwanted residue and blanched (pour boiling water on the vegetable and leave for 5 min before draining the water). The samples were dried in a vacuum oven (Cole-Parmer Instruments Co., Chicago IL, USA) at 50° C for 4 h, ground to powder, sieved ((0.85 mm diameter mesh), packed in plastic container and kept in freezer until used.



(a) Local Name: Ewuro (Yoruba)
Botanical Name: *Veronia amygdalina*



(b) Local Name: Efo Tete (Yoruba)
Botanical Name: *Amaranthus hybridus*



(c) Local Name: Worowo (Yoruba)
Botanical Name: *Solanecio biafrae*



(d) Local Name: Igbo or Igbagba (Yoruba)
Botanical Name: *Solanum macrocarpon*



(e) Local name: Amunututu (Yoruba)
Botanical Name: *Bassella alba*



(f) Local name: Odu (Yoruba)
Botanical Name: *Solanum nigrum*



(g) Local name: Ogunmo (Yoruba)
Botanical name: *Solanum scabrum*



(h) Local name: Elegede (Yoruba)
Botanical Name: *Solanum bialafrae*

Figure 1 Plates a-h showing the pictures of the vegetables

Proximate composition

Moisture, ash, crude lipid, protein, and crude fiber content were determined on the dried samples following methods of association of official analytical chemists (AOAC 2000) methods (934.01, 923.03, 920.39, 960.52, and 920.86, respectively); total carbohydrate was calculated by difference

$$\text{Carbohydrate} = 100 - (\Sigma \text{ fiber, ash, fat, protein, and moisture}).$$

Determination of Mineral Content

The mineral content was determined by wet digestion method. The samples (2.0 g) were digested with nitric and perchloric acids (HNO_3 / HClO_4 : 4:1, v/v) in presence of hydrogen peroxide in a fume cupboard until colourless solution was obtained, the solution was poured into 50 ml standard flask and made up to mark with distilled water. The solution was taken for mineral determination using Atomic Absorption Spectrophotometer (Alpha 4 Model, FisonsChem-Tech Analytical. UK).

Determination of Amino Acid Profile

The amino acid profile of the samples was determined by the AOAC (2000) method number 999.13 using a Sequential Multi-Sample Amino Acid Analyzer (TSM) (Technicon Instruments Corporation, New York) with norleucine as an internal standard.

Amino acid score

The amino acid score was calculated from the expression below:

$$\text{Amino acid score} = \frac{\text{mg of essential amino acid in test sample}}{\text{mg of essential amino acid in 1.0 g reference protein (egg)}} \times 100$$

Phytate

The content phytate was determined by anion exchange method of Harland and Oberleas (1986).

Tannin

The content of tannin was determined by the modified Vanillin- Hydrochloric acid (MV-HCl) method of Price *et al.*, 1978. Catechin was used as standard, the linear range was 0-1.0 mg/m, $R^2 = 0.967$. The result was expressed as mg catechin equivalent/g (mg CE / g) sample.

Determination of Total Phenol

Total phenolics were determined colorimetrically using folin-ciocalteau reagents according to method of Velioğlu *et al.*, (1998). Gallic acid was used as the standard. The results were expressed as mg gallic acid equivalent /g (mg GAE/g sample).

Measurement of Total Antioxidant Activity

The free radical scavenging activity using the 2, 2 - diphenyl-1-picryl-hydrazil (DPPH) reagent was determined according to Brand-Williams *et al.*, (1995) To 0.5ml of the extract sample 4.0ml of the methanol and 4 mL of 0.1 mmol /L methanolic solution of DPPH was added and stirred. A blank probe was obtained by mixing 4 mL of 0.1 mmol / L methanolic solution of DPPH and 200 μ L of deionized distilled water (ddH₂O). After 30 min. of incubation in the dark at room temperature, the absorbance was read at 517 nm against the prepared blank. Free radicals scavenging activity of DPPH in percent (%) was calculated using the formula given below. All analyses were done in triplicate.

$$\text{Free radical scavenging activity (\%)} = \frac{(A_{\text{blank}} - A_{\text{sample}})}{A_{\text{blank}}} \times 100$$

Statistical analysis

Statistical analysis of data was performed using Microsoft Excel Statistical Package (Microsoft Corporations, USA) and Graph-Pad InStat-3 Package (Graph Pad software Inc, USA). Results were expressed as mean and standard deviation of triplicate analysis. Analysis of variance (ANOVA) was employed to determine significant variations among the samples. The values were considered to be significantly different at $p \leq 0.05$.

Results and discussion

The results of proximate composition of the vegetables expressed as dry weight were presented in Table 1. The vegetable with high moisture content would require a lot of vegetables to obtain appreciable dry matter in other words consumer would require to consume a lot of the vegetable enough to meet daily requirements for essential nutrients. The moisture content ranges from 34.4 to 95%, these values compare favourably with values reported in literature for vegetables (Fayeme 1999; Oulai *et al* 2014). The high moisture content may induce a greater activity of water-soluble enzymes and co-enzymes involved in metabolic activities of these leafy vegetables (Oulai *et al* 2014) an indication of quality deterioration and wastage within short period of time. Methods like blanching and sun-dry are traditional methods employed in vegetable preservation.

The content of ash ranged between 6.0% and 19.4%, the highest ash content was reported for *S. macrocarpon*. The ash content is a parameter that gave an idea of amount of the mineral content of the samples. Sample with high ash contents is expected to have high concentration of various mineral (Elinge *et al*, 2012).

The crude fiber value was least in *B. alba* (5.0%) and the highest value was recorded by *C. pepo* (14.6 %). The fibre values obtained in this study were similar to values reported for most of the leafy vegetables (Odhav *et al*, (2007). Vegetables are known to contain high fibre which as been documented to be of great importance in health and wellbeing of human being. Fibre is useful for maintaining bulk, motility, increasing intestinal peristalsis by surface extension of food in the intestinal tract, curing nutritional disorder and for food digestion (Olaiya and Adebisi, 2009). Also, it lowers blood cholesterol level and reduces the risk of various cancers (Nkafamiya *et al*, 2010). However, emphasis has been placed on keeping fibre intake low in the nutrition of infants and weaning children in order to prevent irritation of the gut mucosa (Bello *et al*, 2008).

The lipid content was lowest in *B. alba* (1.6 %) and highest in *C. pepo* (6.8%), the values were within the range (0.01 to 3.73% and 1.17 – 4.90 %) reported by Kwenin *et al*, 2011 and Oulai *et al* 2014, respectively for some vegetables. The values obtained for lipids in these samples confirmed the findings of

many authors which showed that leafy vegetables are poor sources of lipids (Ejoh *et al*, 1996) and therefore, contribute very little to the energy value of a meal (Olaiya and Adebisi, 2009). However, it is important to note that diet providing 1 – 2 % of its caloric energy as fat is said to be sufficient to human beings, as excess fat consumption could lead to cardiovascular disorders such as atherosclerosis, cancer and aging (Kris- Etherton *et al*, 2002). Due to low fat content, consumption of large quantity of vegetables could be recommended to individuals suffering from obesity.

The protein content ranged from 10.0 to 15.7%, the value obtained for protein in this study compared favourably to the range of 2.4 and 8.10 % obtained for leafy vegetables by Adebayo *et al* (2013) and also 4.83 to 11.75% observed by Otitoloju, (2014).

The protein requirement of a moderately active children is 0.8g / kg body weight (WHO,1998), it implied that a child whose body weight is 45kg would require to eat about 100g of the vegetable to satisfy half of the daily requirements for protein. Thus, vegetables could serve as an alternative source of protein especially among rural dwellers who could not afford the cost of meat.

The level of carbohydrate was between 36.8 and 57.4 %, the value would compose not only sugar and cellulose but other component such as lignin and pectin. In absolute terms, consumption of vegetable would give less than the recommended dietary allowances (RDA) of

300 g carbohydrate per day (Whitney and Rolfes, 2005), hence it has to be mixed with other sources of carbohydrate food (Agbaire and Emoyen, 2011).

Table 1 Ash, ether extract, protein, fibre and carbohydrate content of vegetables (as % dry matter)

Samples	Local name	Dry Matter	Ash	Lipid	Protein	Fibre	CHO
<i>Curcubita pepo</i>	Worowo	7.7 ± 0.2 ^a	11.6 ± 0.01 ^d	6.8 ± 0.04 ^a	14.6 ± 0.01 ^c	14.6 ± 0.05 ^a	40.4 ± 0.1 ^d
<i>Solanecio bialfrae</i>	Elegede	28.2 ± 0.5 ^d	12.2 ± 0.01 ^d	2.7 ± 0.1 ^b	13.7 ± 0.23 ^b	11.2 ± 0.06 ^b	46.2 ± 0.1 ^c
<i>Amaranthus cruentus</i>	Tete	24.9 ± 1.0 ^e	16.8 ± 0.6 ^b	2.4 ± 0.2 ^b	12.8 ± 0.03 ^d	10.5 ± 0.3 ^d	47.5 ± 0.4 ^b
<i>Bassella alba</i>	Amunututu	5.0 ± 0.02 ^h	6.0 ± 0.01 ^d	1.6 ± 0.0 ^f	10.0 ± 0.01 ^a	5.0 ± 0.01 ^c	57.4 ± 0.01 ^a
<i>Solanum macrocarpon</i>	Igbagba	20.3 ± 0.6 ^f	19.4 ± 0.2 ^a	3.8 ± 0.2 ^b	15.2 ± 0.1 ^b	11.8 ± 0.1 ^b	36.8 ± 0.03 ^e
<i>Solanum scabrum</i>	Ogunmo	34.9 ± 0.6 ^c	15.7 ± 0.5 ^b	3.9 ± 0.6 ^b	15.3 ± 1.5 ^b	11.8 ± 0.1 ^b	40.3 ± 0.1 ^d
<i>Verononia amygdalina</i>	Ewuro	40.3 ± 0.9 ^b	13.9 ± 0.4 ^c	6.5 ± 0.4 ^a	11.6 ± 0.2 ^c	13.5 ± 0.3 ^a	44.5 ± 0.4 ^c
<i>Solanum nigrum</i>	Odu	65.9 ± 1.2 ^a	14.3 ± 0.02 ^c	5.5 ± 0.5 ^c	15.7 ± 0.1 ^c	13.8 ± 0.5 ^a	44.7 ± 0.2 ^c

Mean ± SD = Mean and standard deviation of triplicate analysis

Values in the column with the same superscript are not significantly different P<0.05

Minerals

Mineral is important for body's metabolic activities. The micro elements such as iron, zinc and copper ranged from 6.2 to 100 mg/ kg, 0.13 to 4.6 and 0.03 to 2.07 mg/kg, respectively, while the macro-elements, calcium and magnesium respectively ranged from 24mg to 810 mg/kg and 34 to 233 mg/kg; heavy metals such as chromium, nickel and lead ranged from 0.01 to 0.8, 0.01 to 0.69 and 0.2 to 2.8 mg/kg, respectively. The results obtained for minerals confirmed the report that vegetables are viable sources of essential elements needed by the body for growth and development. For instance, the soluble minerals like calcium (Ca), magnesium (Mg), and iron (Fe), help in the maintenance of acid base balance of the hydrogen ion concentration of the body tissues. They help complete the absorption of vitamins, proteins, fats and carbohydrates of the food (Islam *et al*, 2004); calcium and iron furnish all the cells and tissues of the body with the elements and nutritional enzymes which they need.

Iron plays numerous biochemical roles in the body, including oxygen binding in hemoglobin and acting as an important catalytic center in many enzymes such as the cytochrome oxidase (Oulai *et al*, 2014) while zinc is required in the body for the maintenance of sense of smell, building of proteins, triggering nzymes and functions as neurotransmitter. The United State Food, Drug and Agriculture (USDA) (2014) recommend that zinc should be consumed in low quantity, because it disrupts absorption of copper and iron.

The contents of both lead and copper reported in this study are generally lower than 0.5 mg/100 g and 4.0 mg/100 g permissible levels for lead and copper, respectively, (FAO/WHO,1991). However, the joint FAO/WHO Expert Committee for Additives and Contaminants (JECFA) (Codex Alimentarius Commission, 1995) has reduced the value, for tolerable lead consumption per week (provisional tolerable weekly intake – PTWI) from 0.05 mg/kg body weight to 0.025 mg and copper is 3.5 mg/kg. The reason for the reduction is that research has revealed further harmful potentials in lead even at a very low level of contamination. Also, this specification considers the body weight, the greater the weight of the body the less the adverse effect of lead on the body, it implies that children are more vulnerable to the effects of lead than adults (Chove *et al*, 2006). Nickel and chromium are

essential elements at low concentration and a toxic element when intake is at concentration higher than 12 mg and 10 mg respectively per day for adults (Othman, 2001).

Table 2 Mineral content of vegetables (mg /kg dry weight basis)

Samples	Mg	Ca	Fe	Zn	Cu	Ni	Pb	Cr
<i>C. pepo</i>	233 ± 0.04 ^b	24 ± 0.01 ^h	13 ± 0.03 ^f	0.6 ± 0.05 ^d	0.37 ± 0.002 ^c	0.43 ± 0.06 ^e	0.05 ± 0.001 ^d	0.08 ± 0.004 ^b
<i>S. bialfrae</i>	65 ± 0.01 ^d	637 ± 0.1 ^c	15 ± 0.03 ^e	1.7 ± 0.2 ^c	0.88 ± 0.003 ^b	0.7 ± 0.01 ^d	0.23 ± 0.001 ^b	0.007 ± 0.001 ^e
<i>A. cruentus</i>	189 ± 0.1 ^a	649 ± 0.7 ^b	57 ± 0.1 ^b	3.1 ± 0.3 ^b	1.1 ± 0.14 ^b	2.3 ± 0.07 ^b	0.27 ± 0.04 ^b	0.09 ± 0.005 ^b
<i>B. alba</i>	34 ± 0.03 ^h	71 ± 0.04 ^g	2.1 ± 0.0 ^h	0.13 ± 0.04 ^e	0.03 ± 0.002 ^d	0.2 ± 0.01 ^e	0.01 ± 0.002 ^d	0.01 ± 0.001 ^d
<i>S. macrocarpon</i>	38 ± 0.08 ^g	810 ± 0.2 ^a	6.2 ± 0.1 ^g	1.5 ± 0.01 ^c	1.96 ± 0.006 ^a	2.2 ± 0.01 ^b	0.17 ± 0.001 ^c	0.09 ± 0.002 ^b
<i>S. scabrum</i>	54 ± 0.01 ^e	268 ± 0.9 ^e	44 ± 0.31 ^c	1.9 ± 0.03 ^c	0.95 ± 0.004 ^b	2.6 ± 0.01 ^a	0.25 ± 0.006 ^b	0.03 ± 0.0007 ^c
<i>V. amygdalina</i>	44 ± 0.01 ^f	263 ± 0.2 ^f	30 ± 0.01 ^d	3.3 ± 0.02 ^b	1.79 ± 0.005 ^a	2.8 ± 0.04 ^a	0.29 ± 0.005 ^b	0.1 ± 0.0004 ^b
<i>S. nigrium</i>	142 ± 0.01 ^c	430 ± 0.1 ^d	100 ± 0.7 ^a	4.6 ± 0.04 ^a	2.07 ± 0.007 ^a	1.3 ± 0.06 ^c	0.69 ± 0.01 ^a	0.8 ± 0.0007 ^a

Mean ± SD = Mean and standard deviation of triplicate analysis

Values in the same column with different superscript are significantly different at P < 0.05

Amino acids and protein quality

The quality of proteins in foods were evaluated according to its content of essential amino acids in comparison to the reference amino acid (egg) (used in calculating amino acid scores) and the amino acid pattern requirements for children (FAO/WHO, 1991). From Table 3, the content of essential amino acids such as lysine, leucine isoleucine ranged from 4.00 to 6.15 g, 6.31 - 9.61 and 3.11- 5.71g / 100 g protein respectively. Lysine was the limiting amino acid in *C. pepo* and *A. cruentus* while sulphur amino acid is the limiting amino acid in other samples.

Lysine plays an important role in protein synthesis while sulphur containing amino acids serve as precursors of essential molecules that are involved in the methylation process and in the development and maintenance of brain and nerves

The total aromatic and sulphur amino acids ranged from 6.81 to 9.69 g and 1.96 to 3.11 g, respectively. The range of total amino acids (ΣTAA) (64.6 to 103 g) and that of the essential amino acid (ΣTEAA) (34.4 to 49.6%) compared favourably with the recommended value of total amino acid (90.9 g) and essential amino acid (36%) of quality protein source (FAO/WHO, 1991).

Of all vegetables under investigation, *S. macrocarpon* could be regarded as vegetable with highest protein quality because it recorded highest value for almost all essential amino acids whereas *C. pepo* could be regarded as the poorest in terms of amino acids quality. However, all the vegetable samples studied could adequately meet the recommended requirements for essential amino acid in school children aged 2-5 y.

The results showed that glutamic acid and aspartic acid were the most abundant non – essential amino acids. The glutamic acid is easily hydrolyzed to its negative anionic form, glutamate which joins forces with sodium salt to form monosodium glutamate (MSG), this compound could contribute to improvement of the flavor and taste of vegetable soup.

Tryptophan was not analyzed due to its fast destruction in the acidic medium to which the samples were subjected before analysis.

Table 3 Amino acid profile and amino acid scores (in parenthesis) of some underutilized vegetables (g/100g Protein)

Sample	<i>C. pepo</i>	<i>S. Bifrae</i>	<i>A. cruentus</i>	<i>B. alba</i>	<i>S. nigrium</i>	<i>V. amygdalin</i>	<i>S. scabrum</i>	<i>S. macrocarpor.</i>	FAO/WHO RDA*
Lys	4.00 (0.68)	4.99 (0.86)	4.35(0.75)	4.99 (0.86)	5.4 (0.93)	6.5 (1.12)	6.01(1.03)	6.34 (1.09)	5.80
Leu	6.31 (0.95)	8.10 (1.33)	7.93 (1.20)	6.93 (1.05)	6.97(1.05)	7.06 (1.06)	7.33 (1.11)	9.61 (1.45)	6.60
Ileu	3.51 (1.25)	3.11(1.11)	3.89 (1.38)	4.02 (1.43)	4.17 (1.48)	3.65 (1.30)	4.64(1.65)	5.71 (2.03)	2.80
Tyr¹	3.38 (1.16)	3.06 (1.25)	2.58 (1.09)	3.22 (1.09)	1.77 (1.07)	2.09 (1.04)	2.74 (1.18)	3.22 (1.53)	6.30
Phe¹	3.97	4.82	4.23	4.81	4.82	5.35	5.58	6.42	
Cyst²	0.66 (0.78)	1.13 (0.85)	0.79 (0.86)	0.93 (0.80)	1.32 (0.82)	1.19 (0.94)	1.39 (0.93)	1.39 (1.24)	2.50
Met²	1.30	0.99	1.25	1.09	0.73	1.17	0.94	1.72	
Thr	3.36 (0.98)	3.27 (0.96)	3.41 (1.00)	3.11 (0.99)	3.55 (1.04)	4.02 (1.18)	3.83(1.12)	4.72 (1.38)	3.40
Val	3.98 (1.37)	4.21 (1.20)	5.26 (1.5)	4.36 (1.24)	5.55 (1.58)	6.10 (1.74)	5.17 (1.47)	6.54 (1.86)	3.50
His	1.63	2.01	2.41	1.91	2.10	2.88	2.44	2.60	1.90
Non- Essential Amino Acids									
Arg	4.34	5.02	4.59	4.85	4.17	6.89	5.19	6.04	8.00
Asp	6.58	9.01	8.97	9.01	11.53	11.34	10.97	11.44	5.30
Glu	8.05	11.55	10.06	9.68	10.73	13.26	11.32	14.60	5.60
Pro	2.34	3.08	2.97	3.19	4.35	4.04	3.93	5.10	9.43
Gly	3.74	4.01	5.20	4.16	4.60	5.62	4.96	5.91	7.12
Ala	3.97	5.64	4.94	4.02	5.25	6.10	5.37	6.64	3.11
Ser	3.51	3.67	2.97	3.35	3.29	3.62	4.02	5.56	9.90
ΣTAA	64.6	77.7	75.8	73.6	80.3	90.9	85.8	103	90.9
ΣEAA (%)	32.1 (49.6)	33.7 (43.3)	26.1 (34.4)	35.4 (48)	36.4 (45)	40.1 (44)	40.1 (46.7)	48.3 (46.8)	32.8 (36)
ΣArAA	7.35	7.88	6.81	8.03	6.59	7.44	8.32	9.64	9.64
ΣSAA	1.96	2.12	2.04	2.02	2.05	2.36	2.33	3.11	5.0

*ref amino acid (FAO/WHO, 1991) – requirement for preschool children 2-5 y 1 amino acid score of tyr and phe 2 amino acid score of met and cys ΣTAA- sum of total amino acid: ΣEAA- sum of total essential amino acid: ΣArAA- sum of aromatic amino acid: ΣSAA- sulphur amino acid

Antinutrients and antioxidants

Tannin, an antinutritional compound which have been reported to decrease protein digestibility and palatability (Jacobek 2015) ranged from 1.0 in *A. cruentus* to 33.4 mg/g catechin. Tannins especially the hydrolysable tannins are water soluble and could be leached out of the plant tissue during blanching and processing of vegetable therefore, the value reported in this study could not pose any health risk for the consumers. However, consumption of vegetables with moderate concentration of tannin is good for human health due to its antioxidant activity (Oduse *et al*, 2012).

Phytate ranged from 1.56 in *A. cruentus* to 9.5 in *S. nigrium*. The problem with phytate in food is that it can bind some essential mineral and nutrients in the digestive tract which could result in mineral deficiency diseases (Bello *et al*, 2008). Phytate forms complexes with proteins thus negatively affecting protein digestibility, solubility and functionality (Ajala, 2009). A diet containing between 10 and 60 mg/g phytate, if consumed over a long period of time that has been reported to decrease bioavailability of minerals in monogastric animals (Elinge *et al*, 2012). However, the phytate content of these samples may not pose any health hazard to the consumers because it is far below lethal level.

Table 4 Anti-nutrient and Antioxidant content in sampled vegetables (dry weight basis)

Vegetables	Tannin (mg/g Catechin)	Phytate (mg / 100 g)	Phenolic (mg/g GAE)	Antioxidant activity (% DPPH)
<i>Curcibita pepo</i>	33.4 ± 1.6 ^a	9.27 ± 0.3 ^a	0.63 ± 0.01 ^{bc}	81.9 ± 0.9 ^c
<i>Solanecio bialfrae</i>	23.5 ± 0.3 ^b	6.49 ± 0.4 ^c	0.77 ± 0.02 ^a	69.5 ± 1.1 ^e
<i>Amaranthus cruentus</i>	1.0 ± 0.1 ^g	1.56 ± 0.2 ^f	0.71 ± 0.03 ^b	90.3 ± 1.5 ^a
<i>Bassella alba</i>	10.4 ± 0.4 ^c	2.49 ± 0.3 ^e	0.77 ± 0.01 ^a	87.3 ± 3.0 ^b
<i>Solanum macrocarpon</i>	3.2 ± 0.4 ^e	7.54 ± 0.2 ^b	0.60 ± 0.06 ^{cd}	75.1 ± 1.6 ^d
<i>Solanum scabrum</i>	7.5 ± 0.1 ^d	5.10 ± 0.2 ^d	0.78 ± 0.01 ^a	73.3 ± 0.8 ^{de}
<i>Vernonia amygdalina</i>	5.9 ± 0.4 ^d	7.8 ± 0.1 ^b	0.80 ± 0.04 ^a	80.9 ± 2.4 ^c
<i>Solanum nigrium</i>	1.7 ± 0.1 ^f	9.5 ± 0.02 ^a	0.53 ± 0.01 ^d	73.0 ± 3.05 ^{dc}

Mean ± SD Mean and standard deviation of triplicate analysis

Values in the column with the same superscript are not significantly different P < 0.05

The phenolic content of plants contributes directly to their antioxidant action (Mohamed *et al*, 2011). The phenolic antioxidant activity depends on the structure of the molecules, and the number and position of the hydroxyl group in the molecules (Michalak, 2006). The total phenol (Table 4) ranged from 0.53 to 0.80 mg/g GAE, the highest value was reported for *V. amygdalina*. The values of the phenolic content obtained compared with the report of Ajayi *et al*, 2020. The percentage DPPH radical scavenging activity ranged from 69.5 to 90.3 %. DPPH assay measures the ability of analyte to scavenge free radical, thus *A. cruentus* which recorded high percentage would be the vegetable with the best antioxidant activity, this observation was corroborated by the report of Ajayi *et al*, (2020) that *A. hybridus* (a specie of Amaranthus) recorded best antioxidant activity.

Studies have shown that consumption of polyphenol - rich vegetables is associated with low incidence of non – communicable diseases such as cardiovascular disorder, diabetes and cancer, thus, consumption of vegetable is important not only for nutrients but also for their nutraceutical properties.

It can be deduced from the findings of this study that A.cruentus recorded a better content of proteins, mineral, antioxidant activity compared to other vegetable which could be the reason for its wide consumption among folks in Nigeria.

Conclusion

The findings of this study indicated that underutilized Nigerian vegetables contain high level of fibre, mineral and protein with balanced essential amino acids. The antinutritional compounds were very low while heavy metals were at micro level. The samples contain high content of phenolic compound with excellent radical scavenging activity. Reintroduction of these vegetables into Nigerian menu could help ameliorate mineral deficiency diseases, protein-energy malnutrition and radical induced non-communicable diseases.

Acknowledgement(s) (if necessary)s

Researchers appreciate the Nigerian–Canada underutilized Vegetable Initiatives (NICANVEG), and the Management of Teaching and Research Farm, Obafemi Awolowo University, Ile-Ife, for the supply of vegetable samples used in this study.

References

- Adebayo, O. R., Farombi A. G., & Oyekanmi A. (2013). Proximate, mineral and anti-nutrient evaluation of pumpkin pulp (*Cucurbita Pepo*). *Journal of Applied Chemistry*, 4, 25-28.
- Agbaire, P. O., & Emoyan, O. O. (2012). Nutritional and Anti-nutritional levels of Some Local Vegetables from Delta State. *Nigeria African Journal of Food Science*, 6, 8-11.
- Ajala, L., (2009). The effect of boiling on the nutrients and antinutrients in two non conventional vegetables. *Pakistan Journal of Nutrition*, 8, 430-1433.
- Ajayi, I. O., Otemuyiwa, I. O., Adeyanju, A. A., & Falade, O. S. (2021). Vegetable polyphenols inhibit starch digestibility and phenolic availability from composite diets in-vitro. *Journal of Agricultural Food Research*, 3, 100116. <https://doi.org/10.1016/j.jafr.2021.100116>
- Aletor, O., Oshodi, A. A., & Ipinmoroti, K. (2002). Chemical composition of common leafy vegetables and functional properties of their leaf protein concentrates. *Food Chemistry*, 78, 63-68.
- AOAC. (2000). *Official methods of analysis of the association of official analytical chemists* (17th ed.). Washington: Association of Official Analytical Chemists.
- Arowosegbe, S. (2013). Preliminary domestication and cultivation efforts on some medicinally importance wild vegetables in ado-Ekiti. *Bio-Science Research Bulletin*, 29(2), 101–107.
- Bello, M. O., Falade, O. S., Adewusi, S. R. A. & Olawore, N. O. (2008). Studies of Some Lesser-Known Nigerian Fruits. *African Journal of Biotechnology*, 7, 3972-3979.
- Brand-Williams, W., Cuvelier, M. E., & Berset, C. (1995). Use of free radical method to evaluate antioxidant activity. *Journal of Food Science Technology*, 28, 25-30.

- Chacha, J. S., & Laswai, H. S. (2020). Micronutrients potential of underutilized vegetables and their role in fighting hidden hunger. *International Journal of Food Science*. <https://doi.org/10.1155/2020/9408315>
- Chove, B. E., Ballegu, W. R., & Chove, L. M. (2006). Copper and Lead levels in two popular leafy vegetables grown around Morogoro Municipality. *Tanzania Health Research Bulletin*, 8(1), 37-40.
- Ejoh, A. R., Tchouanguep, M. F., & Fokou, E. (1996). Nutrient composition of the leaves and flowers of *Colocasia esculenta* and the fruits of *Solanum melongena*. *Plant Food for Human Nutrition*, 49, 107-112.
- Elinge, C. M., Muhammad, A., Atiku, F. A., Itodo, A. U., Peni, I. J., Sanni, O. M., & Mbongo, A. N. (2012). Proximate, mineral and anti-nutrient composition of pumpkin (*Cucurbitapepo*) seeds extract. *International Journal of Plant Research*, 2(5), 146-150.
- Consultation, J. F. W. E. (1991). Protein quality evaluation. *Food and Agriculture Organization of the United Nations: Rome, Italy*.
- Food and Agriculture Organization of the United Nations. (2001). Food and Agriculture Organization of the United Nations, *Food balance sheets: a handbook*. FAO.
- Fayeme, P. O. (1999). *Nigerian Vegetables in Ibadan*. Nigeria, Longman Educational Books.
- Frank, S. M., Webster, J., McKenzie, B., Geldsetzer, P., Manne-Goehler, J., Andall-Brereton, G., Dismand, H., Mongal, S. G., Brice, W. B., Roy, W. M., Adil, S., Zhaxybay, Z., Andrew, S., Demetre, L., Abia, M. S., Bolormaa, N., Krishna, K. A., Khem, B. K., Gibson, B. K., Mary, T. M., Joao, S. M., Rifat, A., Till, B., Sebastian, V., & Jaacks, L. M. (2019). Consumption of fruits and vegetables among individuals 15 years and older in 28 low- and middle-income countries. *The Journal of nutrition*, 149(7), 1252-1259. <https://doi.org/10.1093/jn/nxz040>
- Harland, B. F., Oberleas, D., & Collaborators: Ellis R Gelroth J Gordon D Phillips K Ranhotra G Shah BG Stoecker B Trick KD Zymonas J. (1986). Anion-exchange method for determination of phytate in foods: collaborative study. *Journal of the Association of Official Analytical Chemists*, 69(4), 667-670.
- Islam, M. R., Paul, D. K., & Shaha, R. K. (2004). Nutritional Importance of Some Leafy Vegetables in Bangladesh. *Pakistan Journal of Biological Science*, 7, 1380-1384.
- FAO/WHO Expert Committee for Additives and Contaminants (JECFA). (1995). Codex Alimentarius Commission.
- Kris-Etherton, P. M., William, S. H., & Lawrence, J. A. (2002). Fish Consumption, Fish Oil, Omega-3 Fatty Acids, and cardiovascular disease. *Circulation*, 106(21), 2747-2757. <https://doi.org/10.1161/01.CIR.0000038493.65177.94>
- Kwenin, W. K. J., Wolli, M., & Dzomeku, B. M. (2011). Assessing the nutritional value of some African indigenous green Leafy Vegetables in Ghana. *Journal of Animal and Plant Sciences*, 10, 1300- 1305.
- Michalak, P. J. (2006). Phenolic compounds and their antioxidant activity in plants growing under heavy metal stress. *American Journal of Plant Sciences*, 15, 523-530.
- Mohamed, I. S., Abdelhady, A. A., & Ludger, B. (2011). Total phenolic content and antioxidant activity of standardized extracts from leaves and cell cultures of three callistemon species. *American Journal of Plant Sciences*, 2, 847-850.
- National Research Council. (1989). *Committee on Diet and Health. Diet and health: implications for reducing chronic diseases risk*. Washington (DC): National Academies Press, US.
- Nkafamiya, I. I., Osemeahon, S. A., Modibbo, U. U., & Aminu, A. (2010). Nutritional status of non-conventional leafy vegetables, *Ficus asperifolia* and *Ficus sycomorus*. *African Journal of Food Science*, 4(3), 104-108.

- Odhav, B., Beekrumb, S., Akulaa, U., & Baijnath H. (2007). Preliminary assessment of nutritional value of traditional leafy vegetables in KwaZulu-Natal. *Journal of Food Composition and Analysis*, 20, 430-435.
- Oduse, K. A., Idowu, M. A., & Adegbite, A. A. (2012). Chemical and phytochemical profile of some uncommon green leafy vegetables consumed in south west. *IOSR Journal of Environmental Science, Toxicology and Food Technology*, 1, 22-26.
- Olaiya, C., & Adebisi, J. (2009). Phytoevaluation of the nutritional values of ten leafy vegetables in south-western Nigeria. *The Internet Journal of Nutrition and Wellness*, 9, 2-4.
- Olajire, A. A., & Azeez, L. (2011). Total antioxidant activity, phenolic, flavonoid and ascorbic acid contents of nigerian vegetables. *African Journal of Food Science and Technology*, 2, 22-29.
- Othman, O. C. (2001). Heavy metals in green vegetables and soils from vegetable gardens in Dar Es Salaam. *Tanzania Journal of Science*, 27, 38-48.
- Otitoju, G. T. O., Ene-Obong, H. N., & Otitoju, O. (2014). Macro and micro nutrient composition of some indigenous green leafy vegetables in south-east zone nigeria. *J Food Process Technol*, 5(389), 2.
- Oulai, P., Lessoy, Z., Megnanou, R., Doue, R., & Sébastien, N. S. (2014). Proximate composition and nutritive value of leafy vegetables consumed in northern côte d'ivoire, *European Scientific Journal*, 10(6), 212-227.
- Pearson, D. (1976). *Chemical analysis of foods* (7th ed.). Churchill, Livingstone, London.
- Price, M. L., Van Scoyoc, S., & Butler, L. G. (1978). A critical evaluation of the vanillin reaction as an assay for tannin in sorghum grain. *Journal of agricultural and food chemistry*, 26(5), 1214-1218.
- Umerah, N. N., Asouzu, A. I., & Okoye, J. I. (2019). Nutraceutical and Health Benefits of Two Underutilized Leafy Vegetables (Pterocarpus santalinoides and Napoleona imperialis). *European Journal of Nutrition & Food Safety*, 11(3), 143-155.
- USDA. (2014). *National Nutrient Database for Standard References Release 20*. <https://www.healthaliciousness.com>
- Velioglu, Y. S., Mazza, G., Gao, L., & Oomah, B. D. (1988). Antioxidant activity and total phenolics in selected fruits, vegetables and grain products. *Journal of Agriculture and Food Chemistry*, 46(10), 4113-4117.
- Whitney, E., DeBruyne, L. K., Pinna, K., & Rolfes, S. R. (2010). *Nutrition for health and health care*. Cengage Learning.
- World Health Organization. (1998). *International Obesity Task Force: Obesity preventing and managing the global epidemic*. Geneva: WHO.

Research Article

การพยากรณ์ราคาลองกองด้วยวิธีการทางสถิติ

Forecasting of Wollongong Prices via the Use of Statistical Methods

วารงคณา เรียนสุทธิ^{1*}

Warangkhan Riansut^{1*}

¹สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ อำเภอป่าพะยอม จังหวัดพัทลุง 93210 ประเทศไทย

¹Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, Thaksin University, Pa Phayom, Phatthalung 93210 Thailand

*E-mail: warang27@gmail.com

Received: 11/07/2020; Revised: 09/11/2020; Accepted: 06/12/2020

บทคัดย่อ

การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อพยากรณ์ราคาลองกองด้วยวิธีการทางสถิติ โดยใช้ข้อมูลค่าเฉลี่ยรายเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนพฤษภาคม 2562 จำนวน 185 เดือน ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2562 จำนวน 180 เดือน สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติทั้งหมด 10 วิธี ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโสลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราร์น วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ วิธีการแยกแบบบวก วิธีการแยกแบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม 2563 จำนวน 5 เดือน นำมาใช้ในการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์รากของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า วิธีที่มีความแม่นยำมากที่สุด คือ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

คำสำคัญ: ลองกอง, บ็อกซ์-เจนกินส์, การทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลัง, การแยก, การพยากรณ์รวม

Abstract

The objective of this study was to forecast the wollongong prices via the use of statistical methods. The monthly average data, which were gathered from the website of the Office of Agricultural Economics during January 2005 to May 2020 of 185 months were divided into 2 datasets. The first dataset, which consisted of 180 months from January 2005 to December 2019 was used for constructing the forecasting models via the use of 10 statistical methods, namely, Box-Jenkins method, Holt's exponential smoothing method, Brown's exponential smoothing method, damped trend exponential smoothing method, simple seasonal exponential smoothing method, Winters' additive exponential smoothing method, Winters' multiplicative exponential smoothing method, additive decomposition method, multiplicative decomposition method, and combined forecasting method. The second dataset, which consisted of 5 months from January to May 2020 was used for comparing the accuracy of the forecasting model via the lowest root mean square error. The results indicated that the most accurate method was the Winters' additive exponential smoothing method.

Keywords: Wollongong, Box-Jenkins, Exponential Smoothing, Decomposition, Combined Forecasting

บทนำ

ลองกองมีถิ่นกำเนิดอยู่ในแถบประเทศเอเชียตะวันออกเฉียงใต้ เช่น อินโดนีเซีย มาเลเซีย และไทย ซึ่งลองกองเป็นไม้ผลที่มีประโยชน์มากมาย เช่น ผลสุกใช้รับประทานเป็นผลไม้ที่มีเนื้อฉ่ำน้ำ และให้รสหวาน เนื้อผลนำมาแปรรูปเป็นผลิตภัณฑ์ผลไม้ เช่น ไวน์ลองกอง น้ำลองกอง แยมจากลองกอง และยังสามารถสกัดสารที่ใช้เป็นส่วนผสมของเครื่องสำอางประเภทลดการอักเสบของผิว ลดรอยด่างดำ และรอยเกา ผ่าบนใบหน้า เปลือกใช้ทำ น้ำหมักชีวภาพ เมล็ดนำมาบดแช่น้ำหรือต้มน้ำใช้สำหรับฉีดพ่นพืชผัก ช่วยป้องกัน โรคราและแมลงกัดกินใบ (Puechkaset, 2016)

ในปี 2563 สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตรได้พยากรณ์ผลไม้เศรษฐกิจในพื้นที่ภาคตะวันออก ประกอบด้วย จังหวัดจันทบุรี ระยอง และตราด พบว่า ผลผลิตลองกองจะเพิ่มขึ้นร้อยละ 8.10 (Exim Knowledge Center, 2019) แต่ผลผลิตลองกองในพื้นที่ภาคใต้ 14 จังหวัด กลับลดลงร้อยละ 7.55 (Exim Knowledge Center, 2020) และเมื่อพิจารณาถึงราคาดลองกอง พบว่า ตั้งแต่ปี 2561 ราคามีแนวโน้มลดลงจนถึงปัจจุบัน รวมถึงมีความผันผวนของราคา สูงมาก (The Office of Agricultural Economics, 2020) เกษตรกรผู้ปลูกลองกองอาจมีคำถามว่าแนวโน้มของราคาจะ ยังคงลดลงและผันผวนเช่นนี้ตลอดไปหรือไม่ การพยากรณ์ทางสถิตินับเป็นเครื่องมือหนึ่งที่ช่วยตอบคำถามนี้ได้ ด้วยเหตุผลดังกล่าว ผู้วิจัยจึงเริ่มสืบค้นงานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับการพยากรณ์ราคาดลองกอง พบว่ายังไม่เคยมีนักวิจัย ท่านใดทำการศึกษาไว้ แต่พบการศึกษาการพยากรณ์ราคาผลไม้อื่น ๆ เช่น การศึกษาของ Riansut (2018a) ได้ศึกษา

การพยากรณ์ราคาลำไยด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการพยากรณ์รวม ผลการศึกษาพบว่า วิธีการพยากรณ์รวมมีความเหมาะสมมากที่สุด การศึกษาของ Riansut (2018b) ได้ศึกษาการพยากรณ์ราคาส้มเขียวหวานด้วยวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ผลการศึกษาพบว่า วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉกมีความเหมาะสมมากที่สุด การศึกษาของ Riansut (2020a) ได้ศึกษาการพยากรณ์ราคากลับหอมทองด้วยวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก และวิธีการพยากรณ์รวม ผลการศึกษาพบว่า วิธีการพยากรณ์รวมมีความเหมาะสมมากที่สุด และการศึกษาของ Riansut (2020b) ได้ศึกษาการพยากรณ์ราคามะม่วงเขียวเสวยด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ผลการศึกษาพบว่า วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์มีความเหมาะสมมากที่สุด

จากการศึกษาที่ผ่านมาพบว่า ยังไม่เคยมีการศึกษาเกี่ยวกับการพยากรณ์ราคาลองกอง ดังนั้นการศึกษานี้ผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะศึกษาการพยากรณ์ราคาลองกองด้วยวิธีการทางสถิติ เพื่อนำค่าพยากรณ์ที่ได้ไปใช้เป็นแนวทางในการเพิ่มศักยภาพและขีดความสามารถของหน่วยงานที่ดูแลผลผลิตลองกอง เช่น สนับสนุนส่งเสริมให้เกษตรกรปลูกลองกองเพิ่มขึ้นในฤดูกาลที่มีราคาสูง หรือชะลอการปลูกลองกองให้น้อยลงในฤดูกาลที่มีราคาตกต่ำ ผู้วิจัยมีความคาดหวังเป็นอย่างยิ่งว่า ผลการศึกษานี้จะสามารถใช้เป็นจุดเริ่มต้นของการวางแผนการปลูกลองกอง โดยจะส่งผลต่อการตัดสินใจของเกษตรกร รวมถึงผู้ประกอบการทั้งภาครัฐและภาคเอกชน ได้ทราบการเคลื่อนไหวจากแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลของราคาลองกอง เพื่อช่วยในการบริหารจัดการลดความเสี่ยงจากราคาที่ผันผวน

วิธีการทดลอง

การศึกษานี้จะดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์ราคาลองกอง (บาท/กิโลกรัม) โดยใช้ราคาลองกองเฉลี่ยต่อเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (The Office of Agricultural Economics, 2020) ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนพฤษภาคม 2563 จำนวน 185 เดือน ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2562 จำนวน 180 เดือน สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม 2563 จำนวน 5 เดือน สำหรับเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์รากของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Square Error: RMSE) ที่ต่ำที่สุด

ดำเนินการตรวจสอบการเคลื่อนไหวจากแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลของอนุกรมเวลาราคา
ลองกองชุดที่ 1 ดังนี้ ถ้าอนุกรมเวลาไม่มีการแจกแจงปกติ (ตรวจสอบการแจกแจงปกติด้วยการทดสอบชาปิโร-วิลค์:
Shapiro-Wilk Test เนื่องจากข้อมูลในแต่ละกลุ่มที่จะตรวจสอบมีจำนวนไม่เกิน 50 ค่า) และมีความแปรปรวนเท่ากัน
(ตรวจสอบความแปรปรวนเท่ากันด้วยการทดสอบของเลวินภายใต้การใช้มัธยฐาน: Levene's Test Based on
Median) จะใช้สถิติอิงพารามิเตอร์ (Parametric Statistics) คือ การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียว (One-Way
Analysis of Variance: ANOVA) แต่ถ้าอนุกรมเวลาไม่มีการแจกแจงปกติหรือมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน จะใช้
สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ (Nonparametric Statistics) คือ การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวโดยลำดับที่ของครัสคาล-
วอลลิส (Kruskal-Wallis's One-Way Analysis of Variance by Rank) ถ้าผลการตรวจสอบพบว่า อนุกรมเวลามี
เฉพาะการเคลื่อนไหวจากแนวโน้ม วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ Autoregressive
Integrated Moving Average: ARIMA(p, d, q) วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลข
ชี้กำลังของบราวน์ และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก อนุกรมเวลามีเฉพาะอิทธิพลของ
ฤดูกาล วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม ได้แก่ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย และอนุกรมเวลาที่มีทั้ง
การเคลื่อนไหวจากแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มี
ตัวแบบ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average: SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s วิธีการทำให้เรียบด้วย
เลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ วิธีการแยกแบบบวก วิธีการ
แยกแบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม (Ket-iam, 2005; Manmin, 2006) จากผลการตรวจสอบการเคลื่อนไหวจาก
แนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลในผลและวิจารณ์ผลการทดลองแสดงว่า ราคาลองกองมีการเคลื่อนไหวจาก
แนวโน้มและมีอิทธิพลของฤดูกาล อย่างไรก็ตาม การศึกษาครั้งนี้จะพิจารณาวิธีการสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการ
พยากรณ์ทางสถิติที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาทุกรูปแบบ ได้แก่ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ SARIMA(p,
d, q)(P, D, Q)_s วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการทำให้
เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบ
ด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ วิธีการแยกแบบบวก
วิธีการแยกแบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม เพื่อให้ครอบคลุมตัวแบบพยากรณ์ที่ดีที่สุด (Riansut, 2018b) ตัวแบบ
พยากรณ์ทั้ง 10 วิธีดังกล่าว แสดงรายละเอียดดังตารางที่ 1

ตารางที่ 1 ตัวแบบพยากรณ์

วิธี ที่	วิธีพยากรณ์	ตัวแบบพยากรณ์	ลักษณะ อนุกรมเวลา
1	บ็อกซ์- เจนกินส์	$SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s :$ $\hat{\phi}_p(B)\hat{\phi}_p(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D\hat{Y}_t = \hat{\delta} + \hat{\theta}_q(B)\hat{\theta}_q(B^s)e_t$ (Box <i>et al.</i> , 1994)	มีแนวโน้ม และฤดูกาล
2	โฮลต์	$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t(m)$ โดยที่ $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$ (Manmin, 2006)	มีเพียง แนวโน้ม
3	บรวาน์	$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t \left[(m-1) + \frac{1}{\alpha} \right]$ โดยที่ $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)a_{t-1}$, $b_t = \alpha(a_t - a_{t-1}) + (1-\alpha)b_{t-1}$ (Ket-iam, 2005)	มีเพียง แนวโน้ม
4	แดม	$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t \sum_{i=1}^m \phi^i$ โดยที่ $a_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)(a_{t-1} + \phi b_{t-1})$, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)\phi b_{t-1}$ (Manmin, 2006)	มีเพียง แนวโน้ม
5	ฤดูกาล อย่างง่าย	$\hat{Y}_t = a_t + \hat{S}_t$ โดยที่ $a_t = \alpha(Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1-\alpha)a_{t-1}$, $\hat{S}_t = \delta(Y_t - a_t) + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$ (Ket-iam, 2005)	มีเพียงฤดูกาล
6	วินเทอร์ แบบบวก	$\hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m) + \hat{S}_t$ โดยที่ $a_t = \alpha(Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$, $\hat{S}_t = \delta(Y_t - a_t) + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$ (Ket-iam, 2005)	มีแนวโน้ม และฤดูกาล
7	วินเทอร์ แบบคูณ	$\hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m)\hat{S}_t$ โดยที่ $a_t = \alpha \frac{Y_t}{\hat{S}_{t-s}} + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$, $b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$, $\hat{S}_t = \delta \frac{Y_t}{a_t} + (1-\delta)\hat{S}_{t-s}$ (Ket-iam, 2005)	มีแนวโน้ม และฤดูกาล
8	แยกแบบบวก	$\hat{Y}_t = \hat{T}_t + \hat{S}_t$ (Ket-iam, 2005)	มีแนวโน้ม และฤดูกาล
9	แยกแบบคูณ	$\hat{Y}_t = \hat{T}_t \hat{S}_t$ (Ket-iam, 2005)	มีแนวโน้ม และฤดูกาล
10	พยากรณ์รวม	$\hat{Y}_t = b_0 + \sum_{i=1}^k b_i \hat{Y}_{it}$ (Manmin, 2006) โดยที่ $\hat{Y}_{it}$ แทนค่าพยากรณ์ของวิธีที่ i เมื่อ $i = 1, 2, \dots, 9$ และ b_i แทนค่าประมาณสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสอง น้อยที่สุด (Least Squares Method) เมื่อ $i = 1, 2, \dots, 9$ (Montgomery <i>et al.</i> , 2006)	มีแนวโน้ม และฤดูกาล

ความหมายของสัญลักษณ์ต่างๆ ในตารางที่ 1 แสดงดังนี้

$\hat{Y}_t$ และ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t และเวลา $t+m$ ตามลำดับ โดยที่ m แทนจำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า

$\hat{\mu} = \hat{\mu}_p(B)\hat{\phi}_p(B^s)$ แทนค่าคงตัว (Constant) โดยที่ $\hat{\mu}$ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่ (Stationary)

$\hat{\phi}_p(B) = 1 - \hat{\phi}_1B - \hat{\phi}_2B^2 - \dots - \hat{\phi}_pB^p$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวอันดับที่ p กรณีไม่มีฤดูกาล (Non-Seasonal Autoregressive Operator of Order p : AR(p))

$\hat{\phi}_p(B^s) = 1 - \hat{\phi}_1B^s - \hat{\phi}_2B^{2s} - \dots - \hat{\phi}_pB^{ps}$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวอันดับที่ P กรณีมีฤดูกาล (Seasonal Autoregressive Operator of Order P : SAR(P))

$\hat{\theta}_q(B) = 1 - \hat{\theta}_1B - \hat{\theta}_2B^2 - \dots - \hat{\theta}_qB^q$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่ q กรณีไม่มีฤดูกาล (Non-Seasonal Moving Average Operator of Order q : MA(q))

$\hat{\theta}_Q(B^s) = 1 - \hat{\theta}_1B^s - \hat{\theta}_2B^{2s} - \dots - \hat{\theta}_QB^{Qs}$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับที่ Q กรณีมีฤดูกาล (Seasonal Moving Average Operator of Order Q : SMA(Q))

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_1 โดยที่ n_1 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ($n_1 = 180$)

s แทนจำนวนฤดูกาล ซึ่งอนุกรมเวลาราคาลองกองเป็นข้อมูลรายเดือน ดังนั้น $s = 12$

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ตามลำดับ

B แทนตัวดำเนินการถอยหลัง (Backward Operator) โดยที่ $B^sY_t = Y_{t-s}$

a_t และ b_t แทนค่าประมาณระยะตัดแกน Y และความชันของแนวโน้ม ณ เวลา t ตามลำดับ

$\hat{T}_t$ และ $\hat{S}_t$ แทนค่าประมาณส่วนประกอบของแนวโน้ม และอิทธิพลของฤดูกาล ณ เวลา t ตามลำดับ

α , γ , ϕ และ δ แทนค่าคงตัวการทำให้เรียบ โดยที่ $0 < \alpha < 1$, $0 < \gamma < 1$, $0 < \phi < 1$ และ $0 < \delta < 1$

ดำเนินการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ โดยการเปรียบเทียบราคาลองกองของข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม 2563 กับค่าพยากรณ์ เพื่อคำนวณค่า RMSE โดยตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่า RMSE ต่ำที่สุด จัดเป็นตัวแบบที่มีความแม่นยำมากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด เกณฑ์ RMSE (Ket-iam, 2005) แสดงดังนี้

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n_2} \sum_{j=1}^{n_2} e_j^2}$$

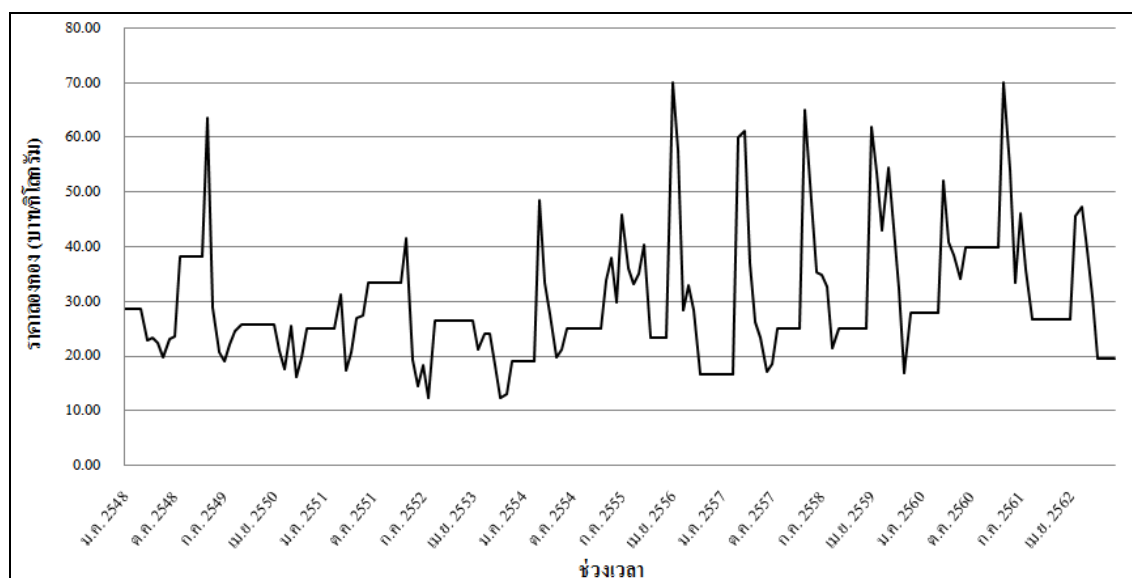
เมื่อ $e_j = Y_j - \hat{Y}_j$ แทนค่าคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา j

Y_j และ $\hat{Y}_j$ แทนอนุกรมเวลาและค่าพยากรณ์ ณ เวลา j ตามลำดับ

j แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2 ($n_2 = 5$)

ผลและวิจารณ์ผลการทดลอง

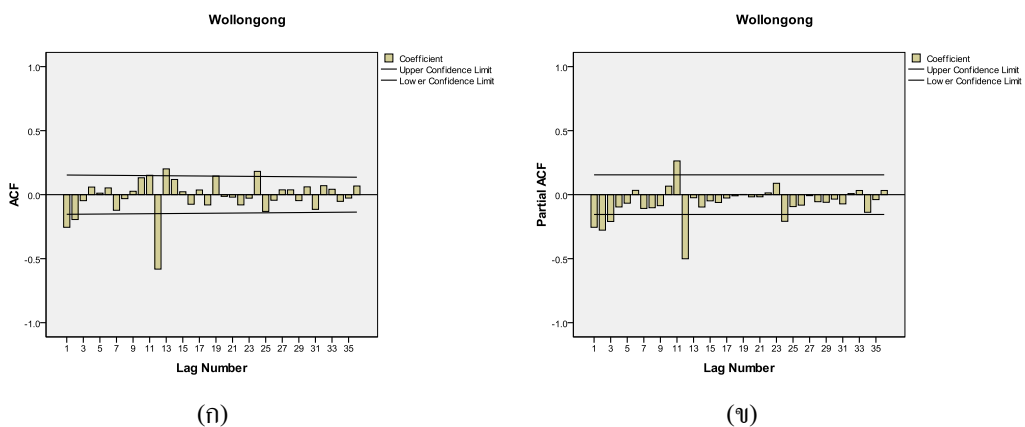
จากการพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคาลองกองชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2562 จำนวน 180 เดือน ดังรูปที่ 1 พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีการเคลื่อนไหวจากแนวโน้มทั้งในทิศทางเพิ่มขึ้นและลดลง โดยในช่วงปี 2548 – 2553 ราคาของกองมีแนวโน้มลดลง ($t = -2.401$, $p\text{-value} = 0.019$) ปี 2554 – 2560 ราคาของกองมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ($t = 2.153$, $p\text{-value} = 0.0343$) และปี 2561 – 2562 ราคาของกองมีแนวโน้มลดลงอีกครั้งหนึ่ง ($t = -3.257$, $p\text{-value} = 0.0036$) รวมถึงราคายังมีความผันผวนจากอิทธิพลของฤดูกาล



รูปที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาราคาลองกอง ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2562

จากการทดสอบสมมติฐานเพื่อตรวจสอบการเคลื่อนไหวจากแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล พบว่า อนุกรมเวลาราคาลองกองในแต่ละปีไม่มีการแจกแจงปกติ แต่มีความแปรปรวนเท่ากันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ดังนั้นจึงใช้การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวโดยลำดับที่ของคริสต์ศักราช-วอลลิสในการตรวจสอบการเคลื่อนไหวจากแนวโน้ม พบว่า อนุกรมเวลามีค่ามัธยฐานในแต่ละปีแตกต่างกัน ($\chi^2 = 44.988$, $p\text{-value} < 0.0001$) นั่นคือ อนุกรมเวลาที่มีการเคลื่อนไหวจากแนวโน้ม และอนุกรมเวลาราคาลองกองในแต่ละเดือนมีการแจกแจงปกติ แต่มีความแปรปรวนไม่เท่ากันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ดังนั้นจึงใช้การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวโดยลำดับที่ของคริสต์ศักราช-วอลลิสในการตรวจสอบอิทธิพลของฤดูกาล พบว่า อนุกรมเวลามีค่ามัธยฐานในแต่ละเดือนแตกต่างกัน ($\chi^2 = 26.952$, $p\text{-value} = 0.005$) นั่นคือ อนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาล เนื่องจากอนุกรมเวลาราคาลองกองมีการเคลื่อนไหวจากแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นผู้วิจัยจึงแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ($d = 1$) และผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ($D = 1$) เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ได้กราฟ Autocorrelation

Function (ACF) และกราฟ Partial Autocorrelation Function (PACF) ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดังรูปที่ 2 (ก) และ (ข) ตามลำดับ ซึ่งพบว่า อนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ เพราะค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวของกราฟ ACF รูปที่ 2 (ก) และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวของส่วนจากกราฟ PACF รูปที่ 2 (ข) ตกอยู่ภายในขอบเขตความเชื่อมั่นที่กำหนด ยกเว้นเฉพาะ Lag ที่ 1, 2, 12, 24 ของกราฟ ACF รูปที่ 2 (ก) มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเกินขอบเขต จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้น มีค่า $q = 2$ และ $Q = 2$ และ Lag ที่ 1, 2, 3, 12, 24 ของกราฟ PACF รูปที่ 2 (ข) มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเกินขอบเขต จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้เริ่มต้น มีค่า $p = 3$ และ $P = 2$ ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์เริ่มต้น คือ ตัวแบบ SARIMA(3, 1, 2)(2, 1, 2)₁₂



รูปที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาราคาสองกองเมื่อแปลงข้อมูลด้วยผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1

ค่าประมาณค่าพารามิเตอร์และการคัดเลือกตัวแบบให้เหลือเฉพาะพารามิเตอร์ที่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 แสดงดังตารางที่ 2 พบว่า ตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 คือ ตัวแบบ SARIMA(1, 1, 0)(2, 1, 0)₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว ซึ่งสามารถเขียนเป็นตัวของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ได้ดังนี้

$$(1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_1 B^{12} - \Phi_2 B^{24})(1 - B)(1 - B^{12})Y_t = \varepsilon_t$$

$$(1 - \Phi_1 B^{12} - \Phi_2 B^{24} - \phi_1 B + \phi_1 \Phi_1 B^{13} + \phi_1 \Phi_2 B^{25})(1 - B^{12} - B + B^{13})Y_t = \varepsilon_t$$

$$(1 - B^{12} - B + B^{13} - \Phi_1 B^{12} + \Phi_1 B^{24} + \Phi_1 B^{13} - \Phi_1 B^{25} - \Phi_2 B^{24} + \Phi_2 B^{36} + \Phi_2 B^{25} - \Phi_2 B^{37}$$

$$- \phi_1 B + \phi_1 B^{13} + \phi_1 B^2 - \phi_1 B^{14} + \phi_1 \Phi_1 B^{13} - \phi_1 \Phi_1 B^{25} - \phi_1 \Phi_1 B^{14} + \phi_1 \Phi_1 B^{26} + \phi_1 \Phi_2 B^{25} - \phi_1 \Phi_2 B^{37} - \phi_1 \Phi_2 B^{26} + \phi_1 \Phi_2 B^{38})Y_t = \varepsilon_t$$

$$Y_t = (1 + \phi_1)Y_{t-1} - \phi_1 Y_{t-2} + (1 + \Phi_1)Y_{t-12} - (1 + \phi_1)(1 + \Phi_1)Y_{t-13} + \phi_1(1 + \Phi_1)Y_{t-14} - (\Phi_1 - \Phi_2)Y_{t-24}$$

$$+ (1 + \phi_1)(\Phi_1 - \Phi_2)Y_{t-25} - \phi_1(\Phi_1 - \Phi_2)Y_{t-26} - \Phi_2 Y_{t-36} + (1 + \phi_1)\Phi_2 Y_{t-37} - \phi_1 \Phi_2 Y_{t-38} + \varepsilon_t$$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์และวิธีการพยากรณ์อื่นๆ แสดงดังตารางที่ 3 และค่าดัชนีฤดูกาลจากวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกและแบบคูณ วิธีการแยกแบบบวกและแบบคูณ แสดงดังตารางที่ 4

ตารางที่ 2 ค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s

SARIMA (p, d, q)(P, D, Q) _s	ค่าประมาณพารามิเตอร์									
	ค่าคงที่	AR(1):	AR(2):	AR(3):	MA(1):	MA(2):	SAR(1):	SAR(2):	SMA(1):	SMA(2):
		ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	θ_1	θ_2	Φ_1	Φ_2	Θ_1	Θ_2
(3, 1, 2)(2, 1, 2) ₁₂	-0.00034 (0.994)	-0.11810 (0.825)	0.53666 (0.110)	-0.04055 (0.662)	0.22007 (0.952)	0.77967 (0.790)	-1.51478 (0.000)	-0.73935 (0.000)	-0.89521 (0.000)	-0.03376 (0.822)
(3, 1, 2)(2, 1, 2) ₁₂ ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	- (0.832)	-0.11438 (0.832)	0.53688 (0.110)	-0.03858 (0.676)	0.22456 (0.970)	0.77539 (0.866)	-1.51945 (0.000)	-0.74053 (0.000)	-0.89881 (0.000)	-0.03238 (0.828)
(3, 1, 1)(2, 1, 2) ₁₂	-	0.65878	-0.02719	0.04551	0.99903	-	-1.50717	-0.72544	-0.90488	-0.02125
ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	-	(0.000)	(0.777)	(0.587)	(0.005)	-	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.885)
(3, 1, 1)(2, 1, 1) ₁₂	-	0.65511	-0.02040	0.03959	0.99831	-	-1.51033	-0.72487	-0.89930	-
ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	-	(0.000)	(0.830)	(0.635)	(0.000)	-	(0.000)	(0.000)	(0.000)	-
(2, 1, 1)(2, 1, 1) ₁₂	-	0.67630	0.00540	-	0.99995	-	-1.59636	-0.78693	-0.99972	-
ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	-	(0.000)	(0.947)	-	(0.769)	-	(0.000)	(0.000)	(0.983)	-
(2, 1, 1)(2, 1, 0) ₁₂	-	0.62516	-0.00402	-	0.99878	-	-0.77970	-0.24869	-	-
ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	-	(0.000)	(0.960)	-	(0.000)	-	(0.000)	(0.005)	-	-
(1, 1, 1)(2, 1, 0) ₁₂	-	0.62663	-	-	0.99968	-	-0.77827	-0.24757	-	-
ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	-	(0.000)	-	-	(0.197)	-	(0.000)	(0.005)	-	-
(1, 1, 0)(2, 1, 0) ₁₂	-	-0.18324	-	-	-	-	-0.79764	-0.23510	-	-
ไม่มีพจน์ค่าคงตัว	-	(0.018)	-	-	-	-	(0.000)	(0.006)	-	-

หมายเหตุ ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง p-value

ตารางที่ 3 ผลการสร้างตัวแบบพยากรณ์

วิธีที่	วิธีพยากรณ์	ตัวแบบพยากรณ์
1	บ็อกซ์-เจนกินส์ (BJ)	SARIMA(1, 1, 0)(2, 1, 0) ₁₂ $\hat{Y}_t = 0.81676Y_{t-1} + 0.18324Y_{t-2} + 0.20236Y_{t-12} - 0.16528Y_{t-13}$ $- 0.03708Y_{t-14} + 0.56254Y_{t-24} - 0.45946Y_{t-25} - 0.10308Y_{t-26}$ $+ 0.23510Y_{t-36} - 0.19202Y_{t-37} - 0.04308Y_{t-38}$ โดยที่ Y_{t-j} แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา $t-j$ ตามลำดับ
2	โฮลต์ (Holt)	$\hat{Y}_{t+m} = 19.69942 + 0.05511(m)$ โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม 2563
3	บราวน์ (Brown)	$\hat{Y}_{t+m} = 32.69478 + 0.02744 \left[(m-1) + \frac{1}{0.02764} \right]$ โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม 2563
4	แดม (Damped)	$\hat{Y}_{t+m} = 19.66871 - 0.25903 \sum_{i=1}^m (0.00013)^i$ โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม 2563
5	ฤดูกาลอย่างง่าย (SimpleS)	$\hat{Y}_t = 22.71702 + \hat{S}_t$ โดยที่ $\hat{S}_t$ แสดงดังตารางที่ 4
6	วินเทอร์แบบบวก (WinterAdd)	$\hat{Y}_{t+m} = (23.04274 + 0.05863m) + \hat{S}_t$ โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม 2563 และ $\hat{S}_t$ แสดงดังตารางที่ 4
7	วินเทอร์แบบคูณ (WinterMul)	$\hat{Y}_{t+m} = (30.99475 + 0.04014m)\hat{S}_t$ โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม 2563 และ $\hat{S}_t$ แสดงดังตารางที่ 4
8	แยกแบบบวก (DecomAdd)	$\hat{Y}_t = (24.40797 + 0.05886t) + \hat{S}_t$ โดยที่ $t = 181$ แทนเดือนมกราคม 2563 และ $\hat{S}_t$ แสดงดังตารางที่ 4
9	แยกแบบคูณ (DecomMul)	$\hat{Y}_t = (25.30409 + 0.05028t)\hat{S}_t$ โดยที่ $t = 181$ แทนเดือนมกราคม 2563 และ $\hat{S}_t$ แสดงดังตารางที่ 4
10	พยากรณ์รวม* (Combined)	$\hat{Y}_t = 3.01549 + 0.16873BJ + 2.57333SimpleS$ $- 2.10578WinterAdd + 0.25996WinterMul$

* รวมค่าพยากรณ์ของวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย (SimpleS) วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (WinterAdd) วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (BJ) และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (WinterMul) เนื่องจากมีค่า RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 ต่ำที่สุด 4 อันดับแรก คือ 8.0596, 8.0663, 8.2860 และ 8.7941 ตามลำดับ

ตารางที่ 4 คำนวณฤดูกาลของอนุกรมเวลาราคาลองกอง จากวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกและแบบคูณ และวิธีการแยกแบบบวกและแบบคูณ

เดือน	$\hat{S}_t$ ของวิธี ฤดูกาลอย่างง่าย	$\hat{S}_t$ ของวิธี วินเทอร์ แบบบวก	$\hat{S}_t$ ของวิธี วินเทอร์ แบบคูณ	$\hat{S}_t$ ของวิธีแยก แบบบวก	$\hat{S}_t$ ของวิธีแยก แบบคูณ
มกราคม	-2.65380	-2.32802	0.75969	-3.57750	0.86986
กุมภาพันธ์	-2.65378	-2.38698	0.76474	-4.26080	0.85538
มีนาคม	-2.65378	-2.44622	0.77086	-4.56170	0.85791
เมษายน	15.68222	15.83049	1.26327	18.93000	1.58937
พฤษภาคม	8.79889	8.88785	1.40371	10.63600	1.33033
มิถุนายน	-0.15711	-0.12746	1.10354	0.03230	1.01440
กรกฎาคม	1.89289	1.86324	1.09408	1.53210	1.04955
สิงหาคม	-2.91644	-3.00541	0.88530	-3.38400	0.89104
กันยายน	-4.94978	-5.09804	0.68832	-4.70000	0.86021
ตุลาคม	-5.01511	-5.22267	0.66047	-4.66400	0.86180
พฤศจิกายน	-2.12310	-2.38989	0.71316	-2.39120	0.93768
ธันวาคม	-3.25108	-3.57678	0.71320	-3.59120	0.88247

จากตารางที่ 4 พบว่า วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่ายและวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก แสดงว่า ราคาของกองมีค่าตกต่ำในเดือนมกราคมถึงมีนาคม มิถุนายน และสิงหาคมถึงธันวาคม เนื่องจากดัชนีฤดูกาลมีค่าต่ำกว่า 0 ขณะที่วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณและวิธีการแยกแบบคูณ แสดงว่า ราคาของกองมีค่าตกต่ำในเดือนมกราคมถึงมีนาคม และสิงหาคมถึงธันวาคม เนื่องจากดัชนีฤดูกาลมีค่าต่ำกว่า 1 และวิธีการแยกแบบบวก แสดงว่า ราคาของกองมีค่าตกต่ำในเดือนมกราคมถึงมีนาคม และสิงหาคมถึงธันวาคม เนื่องจากดัชนีฤดูกาลมีค่าต่ำกว่า 0

เมื่อใช้ตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างขึ้นในตารางที่ 3 สำหรับการพยากรณ์ราคาลองกองชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม 2563 จากนั้นเปรียบเทียบค่าพยากรณ์กับค่าจริงโดยการคำนวณค่า RMSE ได้ผลแสดงดังตารางที่ 5 ผลการเปรียบเทียบพบว่า ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก มีความแม่นยำมากที่สุดในการพยากรณ์ราคาลองกอง เนื่องจากมีค่า RMSE ต่ำที่สุด (RMSE = 5.1359) หรือมีความผิดพลาดในการพยากรณ์ราคาลองกอง 5.14 บาท/กิโลกรัม และตัวแบบพยากรณ์ที่มีความแม่นยำรองลงมา คือ

ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย (RMSE = 5.4564) หรือมีความผิดพลาดในการพยากรณ์ราคาดองกอม 5.46 บาท/กิโลกรัม

ตารางที่ 5 ค่า RMSE ของข้อมูลชุดที่ 2

วิธีพยากรณ์	BJ	Holt	Brown	Damped	SimpleS
RMSE	6.1134	15.0795	13.1652	15.2390	5.4564
วิธีพยากรณ์	WinterAdd	WinterMul	DecomAdd	DecomMul	Combined
RMSE	5.1359	6.9355	10.2470	9.4696	6.3851

จากผลการตรวจสอบการเคลื่อนไหวจากแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาลของอนุกรมเวลาราคาดองกอมชุดที่ 1 ที่พบว่า อนุกรมเวลาชุดนี้มีการเคลื่อนไหวจากแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล ดังนั้นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมควรจะเป็นวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ วิธีการแยกแบบบวก วิธีการแยกแบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม (Ket-iam, 2005; Manmin, 2006) สอดคล้องกับผลการศึกษารั้งนี้ที่พบว่า วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกให้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความแม่นยำมากที่สุด อย่างไรก็ตาม เป็นที่น่าสังเกตว่าวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่ายให้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความแม่นยำรองลงมา ทั้งที่วิธีการพยากรณ์นี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีเฉพาะอิทธิพลของฤดูกาลเท่านั้น อาจเนื่องมาจากราคาดองกอมมีแนวโน้มทั้งเพิ่มขึ้นและลดลง จึงทำให้เห็นแนวโน้มได้ไม่ชัดเจนนัก ขณะที่วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ และวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก เป็นกลุ่มของวิธีการที่มีค่า RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 และ 2 สูงที่สุด นั่นคือ เป็นกลุ่มของวิธีการที่ให้ตัวแบบพยากรณ์มีความแม่นยำต่ำที่สุด อาจเนื่องมาจากวิธีการพยากรณ์เหล่านี้มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาที่มีเฉพาะการเคลื่อนไหวจากแนวโน้มเท่านั้น สำหรับผลการศึกษารั้งนี้ที่พบว่า วิธีการพยากรณ์รวมไม่ได้เป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด ขัดแย้งกับการศึกษาของ Riansut (2018a) และ Riansut (2020a) แต่สอดคล้องกับการศึกษาของ Riansut (2020b) ที่พบว่า วิธีการพยากรณ์อื่นมีความเหมาะสมมากกว่าวิธีการพยากรณ์รวม อย่างไรก็ตาม วิธีการพยากรณ์รวมที่สร้างขึ้นให้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่า RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1 ต่ำที่สุด ดังแสดงในตารางที่ 6

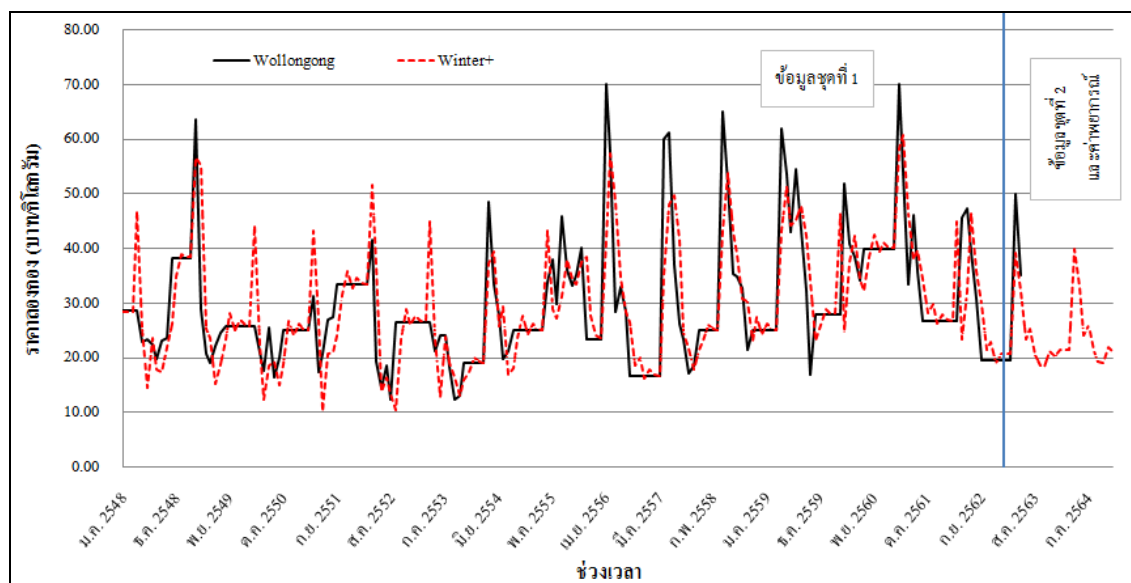
ตารางที่ 6 ค่า RMSE ของข้อมูลชุดที่ 1

วิธีพยากรณ์	BJ	Holt	Brown	Damped	SimpleS
RMSE	8.2860	10.2206	11.0125	10.2190	8.0595
วิธีพยากรณ์	WinterAdd	WinterMul	DecomAdd	DecomMul	Combined
RMSE	8.0663	8.7941	9.2090	9.0328	7.1267

การศึกษานี้ได้ใช้เกณฑ์ RMSE ในการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ที่สร้างขึ้นทั้ง 10 วิธี สำหรับเกณฑ์การเปรียบเทียบความแม่นยำนั้นยังคงมีเกณฑ์อื่นๆ อีก เช่น เกณฑ์ร้อยละค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error: MAPE) ซึ่งการใช้เกณฑ์การเปรียบเทียบความแม่นยำแตกต่างกันอาจส่งผลให้การคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่ดีที่สุดเหมือนหรือแตกต่างกันได้ อย่างไรก็ตาม ผลการใช้เกณฑ์ RMSE ในการศึกษานี้ พบว่า ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกมีความแม่นยำมากที่สุดในการพยากรณ์ราคาลองกอง หรืออาจกล่าวได้ว่าวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกมีประสิทธิภาพสูงที่สุด เมื่อใช้ตัวแบบพยากรณ์ดังกล่าวในการพยากรณ์ราคาลองกอง ตั้งแต่เดือนมิถุนายน 2563 ถึงเดือนธันวาคม 2564 ได้ผลแสดงดังตารางที่ 7 และรูปที่ 3 ซึ่งพบว่า ราคาลองกองยังคงมีการเคลื่อนไหวจากแนวโน้มในทิศทางลดลง และมีความแปรปรวนของข้อมูลสูง

ตารางที่ 7 ค่าพยากรณ์ของราคาลองกอง (บาท/กิโลกรัม) ตั้งแต่เดือนมิถุนายน 2563 ถึงเดือนธันวาคม 2564

ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์
มิ.ย. 2563	23.27	พ.ย. 2563	21.30	เม.ย. 2564	39.81	ก.ย. 2564	19.18
ก.ค. 2563	25.32	ธ.ค. 2563	20.17	พ.ค. 2564	32.93	ต.ค. 2564	19.11
ส.ค. 2563	20.51	ม.ค. 2564	21.48	มิ.ย. 2564	23.97	พ.ย. 2564	22.00
ก.ย. 2563	18.47	ก.พ. 2564	21.48	ก.ค. 2564	26.02	ธ.ค. 2564	20.87
ต.ค. 2563	18.41	มี.ค. 2564	21.48	ส.ค. 2564	21.21		



รูปที่ 3 การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาราคาลองกองกับค่าพยากรณ์

จากวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก

จากรูปที่ 3 พบว่า ค่าพยากรณ์ของวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกมีความแตกต่างจากข้อมูลจริงอยู่บ้าง อาจเนื่องมาจากการศึกษาครั้งนี้ได้พิจารณาเพียงปัจจัยเวลาเท่านั้นในการสร้างตัวแบบพยากรณ์ ซึ่งราคาลองกองมีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ และการเปลี่ยนแปลงอาจเกิดจากปัจจัยอื่นๆ นอกเหนือจากปัจจัยเวลา เช่น เนื้อที่ให้ผลผลิตของลองกอง ต้นทุนผันแปร และความต้องการของลูกค้า เป็นต้น ดังนั้นเมื่อมีข้อมูลที่เป็นปัจจุบันมากขึ้นหรือมีปัจจัยที่มีผลกระทบต่อเปลี่ยนแปลงของราคาลองกอง ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบเพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมและมีค่าคลาดเคลื่อนต่ำ สำหรับใช้ในการพยากรณ์ราคาลองกองในอนาคตต่อไป

สรุปผลการทดลอง

การศึกษาครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาราคาลองกอง โดยใช้ราคาลองกองเฉลี่ยต่อเดือนจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนพฤษภาคม 2563 จำนวน 185 เดือน ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 2548 ถึงเดือนธันวาคม 2562 จำนวน 180 เดือน สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของโฮลต์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของบราวน์ วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแฉก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังที่มีฤดูกาลอย่างง่าย วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก วิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ วิธีการแยกแบบบวก วิธีการแยกแบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ชุดที่ 2 คือข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนพฤษภาคม 2563 จำนวน 5 เดือน สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์ด้วยเกณฑ์รากของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่า ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการทำให้เรียบด้วยเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวกมีความแม่นยำมากที่สุด ซึ่งสามารถเขียนเป็นสมการพยากรณ์ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{t+m} = (23.04274 + 0.05863m) + \hat{S}_t$$

โดยที่ $m = 1$ แทนเดือนมกราคม 2563 และ $\hat{S}_t$ แทนดัชนีฤดูกาล แสดงดังตารางที่ 4

เอกสารอ้างอิง

Box, G. E. P., Jenkins, G. M., & Reinsel, G. C. (1994). *Time Series Analysis: Forecasting and Control* (3rd ed.).

Prentice Hall.

Exim Knowledge Center. (2019). *The Office of Agricultural Economics has predicted the output of Wollongong in the Eastern region year 2020*. <https://kmc.exim.go.th/detail/economy-news/20191223140440> (in Thai)

- Exim Knowledge Center. (2020). *The Office of Agricultural Economics has predicted the output of Wollongong in the South region year 2020*. <https://kmc.exim.go.th/detail/economy-news/20200331123414> (in Thai)
- Ket-iam, S. (2005). *Forecasting Technique* (2nd ed.). Thaksin University. (in Thai)
- Manmin, M. (2006). *Time Series and Forecasting*. Foreprinting. (in Thai)
- Montgomery, D. C., Peck, E. A., & Vining, G. G. (2006). *Introduction to Linear Regression Analysis* (4th ed.). John Wiley and Sons.
- Puechkaset. (2016). *Wollongong properties and cultivation of wollongong*. <https://puechkaset.com/longkong/>. (in Thai)
- Riansut, W. (2018). A comparison of forecasting models of longan price. *Journal of Agricultural Research and Extension*, 35(3), 73-83. (in Thai)
- Riansut, W. (2018). Comparison of tangerine prices forecast model by exponential smoothing methods. *Thai Journal of Science and Technology*, 7(5), 460-470. (in Thai)
- Riansut, W. (2020). Selection of the appropriate banana gold prices forecasting models. *Thai Science and Technology Journal*, 28(1), 14-25. (in Thai)
- Riansut, W. (2020). Selection of forecasting models for the mango prices. *Journal of Srinakharinwirot Research and Development*, 12(23), 52-62. (in Thai)
- The Office of Agricultural Economics. (2020). *Table 3 prices of agricultural products that farmers can sell at farmland*. [https://www.oae.go.th/view/1/ Price and output index/TH-TH](https://www.oae.go.th/view/1/Price%20and%20output%20index/TH-TH). (in Thai)

Research Article

การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของแผนภูมิควบคุมสำหรับตรวจจับ การเปลี่ยนแปลงที่เพิ่มขึ้นของค่าเฉลี่ยในกระบวนการปัวซอง

Efficiency comparison of control charts for monitoring a positive mean shift in Poisson process

อัจฉริยา แสนเกลียง¹ และ สวพร หิณชรนันท์^{1*}

Autchariya Saenkaing¹ and Sawaporn Hinsharanan^{1*}

¹ ภาควิชาคณิตศาสตร์ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยนเรศวร พิษณุโลก 65000 ประเทศไทย

¹ Department of Mathematics, Faculty of Science, Naresuan University, Phitsanulok 65000, Thailand

*E-mail: sawaporns@nu.ac.th

Received: 02/08/2020; Revised: 23/01/2021; Accepted: 10/03/2021

บทคัดย่อ

แผนภูมิควบคุมสำหรับคุณลักษณะเป็นเครื่องมือทางสถิติที่นิยมใช้ในการตรวจสอบจำนวนรอยตำหนิในกระบวนการผลิต ซึ่งเป็นข้อมูลจำนวนนับและมีการแจกแจงปัวซอง ในการศึกษาครั้งนี้ผู้วิจัยเปรียบเทียบประสิทธิภาพของแผนภูมิ PCUSUM แผนภูมิ PEWMA แผนภูมิ ISRT c EWMA และแผนภูมิ PPM ในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงของค่าเฉลี่ยที่เพิ่มขึ้นของกระบวนการที่มีการแจกแจงปัวซอง ค่าสถิติของแผนภูมิถูกปรับให้เหมาะสมสำหรับตรวจจับการเปลี่ยนแปลงที่เพิ่มขึ้น ทำการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของแผนภูมิควบคุมโดยใช้เกณฑ์ค่าความยาววิ่งเฉลี่ยเมื่อกระบวนการอยู่นอกเหนือการควบคุม (ARL_1) ค่าที่สุด ผลการศึกษาพบว่า ประสิทธิภาพในการตรวจจับขึ้นอยู่กับขนาดการเปลี่ยนแปลงในกระบวนการ แผนภูมิ PCUSUM มีประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดเล็กเมื่อค่าเฉลี่ยกระบวนการมีค่าน้อย แผนภูมิ PPM มีประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดเล็กถึงปานกลางได้ดีกว่าแผนภูมิชนิดอื่น แผนภูมิ PEWMA และ ISRT c EWMA เมื่อ $\lambda = 0.1$ มีประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดใหญ่ได้ดีกว่าแผนภูมิชนิดอื่น

คำสำคัญ: แผนภูมิควบคุม การแจกแจงปัวซอง การเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยที่เพิ่มขึ้น

Abstract

Attribute control chart is a common statistical tool used to monitor number of defects or nonconformities in a manufacturing process. The nonconformities are count data and are Poisson distributed. In this study we compared the performance of PCUSUM, PEWMA, ISRT c EWMA and PPM charts for detecting a positive mean shift in Poisson process. The plotting statistics were adjusted for monitoring a positive shift. The performances of control charts were comparing by using the minimum the average run length when the process was out of control (ARL_1) criterion. The results revealed that the detection performances depend on the shift size in the process. The PCUSUM chart performed well to detect a small shift when process average was low. The PPM chart outperformed the others for detecting small to moderate shifts. The PEWMA and ISRT c EWMA, when $\lambda = 0.1$, performed better than the others for detecting large shifts.

Keywords : control chart, Poisson distribution, positive mean shift

บทนำ

แผนภูมิควบคุม (control chart) เป็นเครื่องมือทางสถิติที่ใช้ในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงของกระบวนการซึ่งสามารถนำมาประยุกต์ใช้กับด้านต่างๆ เช่น งานด้านอุตสาหกรรมในการควบคุมกระบวนการผลิต งานด้านสาธารณสุขในการเฝ้าระวังการเกิดของโรค หรืองานด้านธุรกิจ/การเงินในการเฝ้าระวังการเปลี่ยนแปลง/ผันผวนของข้อมูลทางธุรกิจ เป็นต้น แผนภูมิควบคุมแบ่งออกเป็น 2 ประเภทตามลักษณะข้อมูลที่ใช้คือ แผนภูมิควบคุมสำหรับตัวแปร (variable control chart) สำหรับควบคุมกระบวนการของข้อมูลเชิงปริมาณ เช่น ค่าเฉลี่ย น้ำหนัก หรือปริมาตรของสินค้า เป็นต้น และแผนภูมิควบคุมสำหรับคุณลักษณะ (attribute control chart) สำหรับควบคุมกระบวนการของข้อมูลเชิงคุณภาพ เช่น จำนวนของเสีย หรือจำนวนรอยตำหนิที่พบบนตัวสินค้า ซึ่งข้อมูลจำนวนของเสียหรือจำนวนรอยตำหนิเป็นข้อมูลที่ผู้ผลิตให้ความสำคัญเนื่องจากส่งผลกระทบต่อคุณภาพของสินค้าบริการ ดังนั้นจึงมีการนำแผนภูมิควบคุมสำหรับคุณลักษณะประเภทต่าง ๆ มาใช้ในการตรวจสอบและควบคุมกระบวนการผลิตให้ได้มาตรฐานตามที่กำหนด แผนภูมิควบคุมคุณลักษณะที่นิยมใช้ได้แก่ แผนภูมิควบคุมสัดส่วนของเสีย (p control chart) แผนภูมิควบคุมจำนวนของเสีย (np control chart) และแผนภูมิควบคุมจำนวนรอยตำหนิ (c control chart)

แผนภูมิควบคุมจำนวนรอยตำหนิ (แผนภูมิ c) เป็นแผนภูมิที่ใช้ในการควบคุมจำนวนรอยตำหนิที่เกิดขึ้นในกระบวนการผลิต ซึ่งลักษณะข้อมูลสามารถอธิบายด้วยการแจกแจงแบบปึงซง อย่างไรก็ตามแผนภูมิ c เป็นแผนภูมิในกลุ่มของแผนภูมิควบคุมชีวฮาร์ท (Shewhart control charts) มีประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดใหญ่ได้ดีกว่าการเปลี่ยนแปลงที่มีขนาดเล็ก (Montgomery, 2013) แผนภูมิควบคุมสำหรับกระบวนการที่มีการแจกแจงปึงซงถูกพัฒนาอย่างต่อเนื่อง แผนภูมิควบคุมผลรวมสะสม (Cumulative sum control chart : แผนภูมิ

CUSUM) ซึ่งมีความสามารถในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดเล็กได้ดี ถูกนำมาใช้ในการพัฒนาแผนภูมิควบคุมสำหรับข้อมูลที่มีการแจกแจงปัวซองในหลายงานวิจัยด้วยกัน เช่น Lucas (1985) และ (White et al., 1997) ได้พัฒนาแผนภูมิควบคุมผลรวมสะสมสำหรับสำหรับข้อมูลที่มีการแจกแจงปัวซอง (Poisson cumulative sum control chart : แผนภูมิ PCUSUM) ซึ่งผลการศึกษพบว่า แผนภูมิ PCUSUM มีประสิทธิภาพดีกว่าแผนภูมิ c

นอกจากนี้แผนภูมิ CUSUM แล้ว แผนภูมิควบคุมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเอกซ์โพเนนเชียล (exponentially weighted moving average control chart : แผนภูมิ EWMA) ซึ่งเป็นแผนภูมิที่สามารถตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดเล็กได้ดีเช่นกัน ถูกนำมาใช้ในการพัฒนาแผนภูมิควบคุมเพื่อตรวจจับการเปลี่ยนแปลงในกระบวนการที่มีการแจกแจงปัวซองในหลายงานวิจัย เช่น Gan (1990) ได้พัฒนาแผนภูมิควบคุมจำนวนรอยตำหนิที่ใช้สำหรับข้อมูลที่มีการแจกแจงปัวซอง โดยนำค่าสถิติที่ได้จากแผนภูมิ EWMA มาปัดให้เป็นจำนวนเต็ม อย่างไรก็ตามการปัดค่าสถิตินี้ทำให้สูญเสียสารสนเทศของข้อมูลไปด้วย Borror et al. (1998) ได้เสนอแผนภูมิควบคุมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเอกซ์โพเนนเชียลสำหรับข้อมูลที่มีการแจกแจงปัวซอง (Poisson exponentially weighted moving average control chart : แผนภูมิ PEWMA) ซึ่งพบว่ามีประสิทธิภาพดีกว่าแผนภูมิ c และ Zhang et al. (2003) ได้เสนอแผนภูมิควบคุมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเอกซ์โพเนนเชียลสองครั้งสำหรับกระบวนการที่มีการแจกแจงปัวซอง (Poisson double exponentially weighted moving average control chart : แผนภูมิ PDEWMA) นอกจากนี้ Khoo et al. (2008) ได้พัฒนาแผนภูมิควบคุมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่สองครั้ง (double moving average control chart : แผนภูมิ DMA) ซึ่งผลการศึกษพบว่ามีประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดเล็กได้ดี

แผนภูมิควบคุมส่วนใหญ่ถูกพัฒนาขึ้นภายใต้ข้อสมมติเบื้องต้นว่าข้อมูลในกระบวนการต้องมีการแจกแจงปกติ ดังนั้นเพื่อให้สามารถนำแผนภูมิควบคุมไปประยุกต์ใช้กับข้อมูลที่มีการแจกแจงปัวซองได้ จึงมีการนำเทคนิคการแปลงข้อมูล (data transformation) มาใช้ในการพัฒนาแผนภูมิควบคุมโดยแปลงข้อมูลที่มีการแจกแจงทวินามหรือการแจกแจงปัวซองด้วยรากที่สอง (square root transformation) เพื่อแก้ปัญหของการใช้แผนภูมิควบคุมแบบดั้งเดิม (traditional control chart) ที่สร้างภายใต้ข้อสมมติว่าข้อมูลในกระบวนการต้องมีการแจกแจงปกติ เช่น Tsai et al. (2006) ได้ปรับแผนภูมิควบคุมจำนวนรอยตำหนิ (แผนภูมิ c) โดยแปลงข้อมูลด้วยรากที่สอง และเรียกแผนภูมิที่ปรับใหม่ว่าแผนภูมิ ISRT c (improved square root transformation c chart) Sukparungsee & Mititelu (2016) ได้พัฒนาแผนภูมิควบคุมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเอกซ์โพเนนเชียลโดยใช้การแปลงข้อมูลด้วยรากที่สองสำหรับข้อมูลที่มีการแจกแจงปัวซอง (Poisson exponentially weighted moving average based on improved square root transformation chart : แผนภูมิ ISRT c EWMA) ซึ่งผลการศึกษพบว่า แผนภูมิ ISRT c EWMA มีประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดเล็กได้ดีกว่าแผนภูมิ EWMA และแผนภูมิ c นอกจากการแปลงข้อมูลแล้ว Abbasi (2017) ได้เสนอแผนภูมิควบคุมค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักปัวซอง สำหรับข้อมูลที่มีการแจกแจงปัวซอง (Poisson progressive mean control chart : แผนภูมิ PPM) โดยใช้ค่าสถิติของแผนภูมิควบคุมจากค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก (progressive

mean) ผลการศึกษาเมื่อเปรียบเทียบกับแผนภูมิ c แผนภูมิ PCUSUM แผนภูมิ PEWMA และแผนภูมิ DPEWMA พบว่า ส่วนใหญ่แผนภูมิ PPM มีประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงได้ดีกว่าแผนภูมิชนิดอื่น

แผนภูมิควบคุมสำหรับข้อมูลที่มีการแจกแจงปึงซงถูกพัฒนาขึ้นมากมาย และมีการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของแผนภูมิควบคุมโดยใช้การจำลองภายใต้สถานการณ์ต่างๆ โดยส่วนใหญ่จะประเมินจากความสามารถหรือความเร็วในการตรวจจับการเพิ่มขึ้นหรือลดลงของค่าเฉลี่ยของกระบวนการ อย่างไรก็ตาม หากพิจารณาถึงข้อมูลจำนวนรอยตำหนิที่พบ จะเห็นได้ว่าการเพิ่มขึ้นของค่าเฉลี่ยกระบวนการจะส่งผลเสียต่อคุณภาพสินค้ามากกว่าการลดลงของค่าเฉลี่ยของกระบวนการ ดังนั้นการใช้แผนภูมิเพื่อควบคุมการเพิ่มขึ้นของค่าเฉลี่ยของกระบวนการผลิตจึงจำเป็นต้องมีการปรับแก้ให้เหมาะสม เพื่อให้สามารถนำแผนภูมิควบคุมไปประยุกต์ใช้ในการตรวจจับการเพิ่มขึ้นของค่าเฉลี่ยในกระบวนการที่จะก่อให้เกิดความเสียหายรุนแรง เช่น ในด้านอุตสาหกรรมการผลิตสินค้าต่างๆ ที่มีความเสี่ยงสูงหากผลิตสินค้าไม่ได้หรือเกินกว่าที่มาตรฐานกำหนด หรือด้านสาธารณสุขในการเฝ้าระวังการระบาดของโรคอุบัติใหม่ในกรณีที่จำนวนผู้ป่วยที่เพิ่มมากขึ้นอย่างผิดปกติ เป็นต้น

จากที่กล่าวมาข้างต้น ผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะเปรียบเทียบประสิทธิภาพแผนภูมิควบคุมในการตรวจจับการเพิ่มขึ้นของค่าเฉลี่ยของกระบวนการที่มีการแจกแจงปึงซง โดยแผนภูมิควบคุมที่นำมาศึกษา คือ แผนภูมิ PCUSUM แผนภูมิ PEWMA แผนภูมิ ISRT c EWMA และแผนภูมิ PPM โดยมีการปรับค่าสถิติของแผนภูมิดังกล่าวให้เหมาะสมสำหรับแผนภูมิควบคุมข้างเดียวด้านบน (upper one-sided control chart) เพื่อใช้ในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงของค่าเฉลี่ยที่เพิ่มขึ้น ทำการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของแผนภูมิควบคุมโดยใช้การจำลองมอนติคาร์โล และใช้ค่าความยาววิ่งเฉลี่ยเมื่อกระบวนการอยู่นอกเหนือการควบคุม (out of control average run length : ARL_1) เป็นเกณฑ์ในการเปรียบเทียบ

วิธีการทดลอง

1. ลักษณะข้อมูลในกระบวนการ

- กำหนดให้ X_t แทน จำนวนรอยตำหนิที่พบในชุดข้อมูล ณ เวลา t ซึ่งมีการแจกแจงปึงซงด้วยพารามิเตอร์ μ

- เมื่อกระบวนการอยู่ภายใต้การควบคุม

กำหนดให้ μ_0 แทน ค่าเฉลี่ยของกระบวนการเมื่ออยู่ภายใต้การควบคุม และ

$$\sigma \text{ แทน ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของกระบวนการ โดยที่ } \sigma = \sqrt{\mu_0}$$

ในการวิจัยนี้กำหนดให้ μ_0 เท่ากับ 3, 5, 8, 10, 12 และ 15

- เมื่อกระบวนการอยู่นอกเหนือการควบคุม

กำหนดให้ μ_1 แทน ค่าเฉลี่ยของกระบวนการเมื่ออยู่นอกเหนือการควบคุม โดยที่ $\mu_1 = \mu_0 + \delta\sigma$

δ แทน ขนาดการเปลี่ยนแปลงของค่าเฉลี่ยในกระบวนการ เท่ากับ 0.1, 0.3, 0.5, 0.7 และ 0.9

- กำหนดค่าความยาววิ่งเฉลี่ยเมื่อกระบวนการอยู่ภายใต้การควบคุม (in control average run length: ARL_0) เท่ากับ 200

2. ประเภทของแผนภูมิควบคุม

- แผนภูมิ PCUSUM

Lucus (1985) ได้เสนอแผนภูมิ PCUSUM เพื่อใช้ในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงของค่าเฉลี่ยที่เพิ่มขึ้นของกระบวนการที่มีการแจกแจงปัวซอง คำนวณค่าสถิติข้างเดียวด้านบนของแผนภูมิ PCUSUM (upper one-sided PCUSUM statistic) ได้จาก

$$C_t^+ = \max(0, X_t - k + X_{t-1}) \quad (1)$$

เมื่อ C_t^+ แทน ค่าสถิติข้างเดียวด้านบนของแผนภูมิ PCUSUM ณ เวลา t และกำหนด $C_0^+ = 0$

X_t แทน จำนวนรอยตำหนิที่พบในกระบวนการ ณ เวลา t

k แทน ค่าอ้างอิง (reference value) คำนวณได้จาก

$$k = (\mu_1 - \mu_0) / (\ln \mu_1 - \ln \mu_0) \quad (2)$$

กำหนดให้ h แทน ขีดจำกัดควบคุมบนของแผนภูมิ PCUSUM โดยจะเลือกค่า h ที่เหมาะสมเพื่อให้ได้ค่า ARL_0 เท่ากับ 200 ถ้าค่า C_t^+ มากกว่าค่า h ที่กำหนด แสดงว่ากระบวนการผลิตอยู่นอกเหนือการควบคุม (Lucus, 1985)

- แผนภูมิ PEWMA

Borror et al. (1998) ได้เสนอแผนภูมิ PEWMA สำหรับตรวจจับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยในกระบวนการที่มีการแจกแจงปัวซอง โดยมีค่าสถิติของแผนภูมิควบคุม คือ

$$Z_t = \lambda X_t + (1 - \lambda)Z_{t-1} \quad (3)$$

เมื่อ Z_t แทน ค่าสถิติของแผนภูมิ PEWMA ณ เวลา t และกำหนด $Z_0 = \mu_0$

λ แทน ค่าถ่วงน้ำหนัก ($0 < \lambda \leq 1$) ในที่นี้กำหนด $\lambda = 0.1$ และ 0.2

เนื่องจากการศึกษานี้สนใจการตรวจจับการเพิ่มขึ้นของค่าเฉลี่ยกระบวนการ จึงทำการปรับค่าสถิติที่ใช้ในแผนภูมิ โดยกำหนดให้ Z_t^+ แทน ค่าสถิติข้างเดียวด้านบนของแผนภูมิ PEWMA (upper one-sided PEWMA statistic) ณ เวลา t ทำการเปรียบเทียบค่าสถิติ Z_t กับค่าเฉลี่ยของกระบวนการเมื่ออยู่ภายใต้การควบคุม (μ_0) ถ้า $Z_t > \mu_0$ แล้ว $Z_t^+ = Z_t$ ในทางกลับกัน ถ้า $Z_t < \mu_0$ จะปรับให้ค่าสถิติ Z_t^+ มีค่าเท่ากับ μ_0 ดังสมการ

$$Z_t^+ = \max(\mu_0, Z_t) \quad (4)$$

(Morais & Pacheco, 2001) และคำนวณขีดจำกัดควบคุมบนของแผนภูมิ PEWMA (UCL_{PEWMA}) ได้จาก

$$UCL_{PEWMA} = \mu_0 + L\sqrt{\frac{\lambda\mu_0}{2-\lambda}} \quad (5)$$

เมื่อ L แทน ค่าความกว้างของขีดกำหนดควบคุม ซึ่งให้ค่า $ARL_0 = 200$

ถ้าค่าสถิติ Z_t^+ มีค่ามากกว่าค่าขีดจำกัดควบคุมบน แสดงว่ากระบวนการอยู่นอกเหนือการควบคุม

(Borror et al., 1998)

- แผนภูมิ ISRT c EWMA

Sukparungsee & Mititelu (2016) ได้เสนอแผนภูมิ ISRT c EWMA ซึ่งเป็นแผนภูมิที่พัฒนาจากแผนภูมิ EWMA และแผนภูมิ ISRT c ทำการแปลงข้อมูลที่มีการแจกแจงปัวซองโดยใช้รากที่สอง ได้ค่าสถิติสำหรับแผนภูมิ ISRT c EWMA ดังนี้

$$S_t = \lambda\sqrt{X_t} + (1-\lambda)S_{t-1} \quad (6)$$

เมื่อ S_t แทน ค่าสถิติของแผนภูมิ ISRT c EWMA ณ เวลา t และกำหนด $S_0 = \sqrt{\mu_0}$

λ แทน ค่าถ่วงน้ำหนัก ($0 < \lambda \leq 1$) ในที่นี้กำหนด $\lambda = 0.1$ และ 0.2

จากนั้นปรับค่าสถิติของแผนภูมิให้เหมาะสมสำหรับตรวจจับการเปลี่ยนแปลงที่เพิ่มขึ้น โดยกำหนดให้ S_t^+ แทน ค่าสถิติข้างเดียวด้านบนของแผนภูมิ ISRT c EWMA (upper one-sided ISRT c EWMA statistic) ณ เวลา t ทำการเปรียบเทียบค่าสถิติ S_t กับรากที่สองของค่าเฉลี่ยของกระบวนการเมื่ออยู่ภายใต้การควบคุม ($\sqrt{\mu_0}$) ถ้า $S_t > \sqrt{\mu_0}$ แล้ว $S_t^+ = S_t$ ในทางกลับกัน ถ้า $S_t < \sqrt{\mu_0}$ จะปรับให้ค่าสถิติ S_t^+ มีค่าเท่ากับ $\sqrt{\mu_0}$ ดังสมการ

$$S_t^+ = \max(\sqrt{\mu_0}, S_t) \quad (7)$$

และคำนวณค่าขีดจำกัดควบคุมบนของแผนภูมิ ISRT c EWMA ($UCL_{ISRT\ c\ EWMA}$) ได้จาก

$$UCL_{ISRT\ c\ EWMA} = \sqrt{\mu_0} + H\left(\frac{1}{2} - \frac{1}{6\sqrt{c}}\right)\sqrt{\frac{\lambda\mu_0}{2-\lambda}} \quad (8)$$

เมื่อ H แทน ค่าความกว้างของขีดกำหนดควบคุม ซึ่งให้ค่า $ARL_0 = 200$

ถ้าค่าสถิติ S_t^+ มากกว่าค่า $UCL_{ISRT\ c\ EWMA}$ แสดงว่ากระบวนการอยู่นอกเหนือการควบคุม

(Sukparungsee & Mititelu, 2016)

- แผนภูมิ PPM

Abbasi (2017) ได้เสนอแผนภูมิ PPM สำหรับตรวจจับการเปลี่ยนแปลงของค่าเฉลี่ยของข้อมูลที่มีการแจกแจงปัวซอง โดยใช้ค่าเฉลี่ยของข้อมูลในอดีตจนถึงเวลาปัจจุบัน (progressive mean) เป็นค่าสถิติของแผนภูมิ ดังนี้

$$PM_t = \frac{\sum_{t=1}^t X_t}{t} \quad (9)$$

เมื่อ PM_t แทน ค่าสถิติของแผนภูมิ PPM ณ เวลา t และกำหนด $PM_1 = X_1$
โดยมีค่าเฉลี่ย $E(PM_t) = \mu_0$ และความแปรปรวน $V(PM_t) = \frac{\mu_0}{t}$ (Abbasi, 2017)
จากนั้นปรับค่าสถิติของแผนภูมิ โดยกำหนดให้ PM_t^+ แทน ค่าสถิติข้างเดียวด้านบนของแผนภูมิ PPM
(upper one-sided PPM statistic) ณ เวลา t เปรียบเทียบค่าสถิติ PM_t กับค่าเฉลี่ยของกระบวนการเมื่ออยู่ภายใต้
การควบคุม (μ_0) ถ้า $PM_t > \mu_0$ แล้ว $PM_t^+ = PM_t$ ในทางกลับกัน ถ้า $PM_t < \mu_0$ จะปรับให้ค่าสถิติ
 PM_t^+ มีค่าเท่ากับ μ_0 ดังสมการ

$$PM_t^+ = \max(\mu_0, PM_t) \quad (10)$$

และคำนวณค่าขีดจำกัดควบคุมบนของแผนภูมิ PPM (UCL_{PPM}) ได้จาก

$$UCL_{PPM} = \mu_0 + L_P \frac{1}{f(t)} \sqrt{\frac{\mu_0}{t}} \quad (11)$$

เมื่อ L_P แทน ค่าความกว้างของขีดจำกัดควบคุม ซึ่งให้ค่า $ARL_0 = 200$
 $f(t)$ แทน ฟังก์ชันของ t (arbitrary function) ใช้เพื่อปรับขีดจำกัดควบคุมไม่ให้กว้างเกินไปในกรณี
ที่ t มีค่ามาก ในการวิจัยนี้กำหนด $f(t) = t^{0.1}$ (Abbasi et al., 2013; Abbasi, 2017)

ถ้าค่าสถิติ PM_t^+ มากกว่าค่า UCL_{PPM} แสดงว่ากระบวนการอยู่นอกเหนือการควบคุม
เกณฑ์ในการเปรียบเทียบ

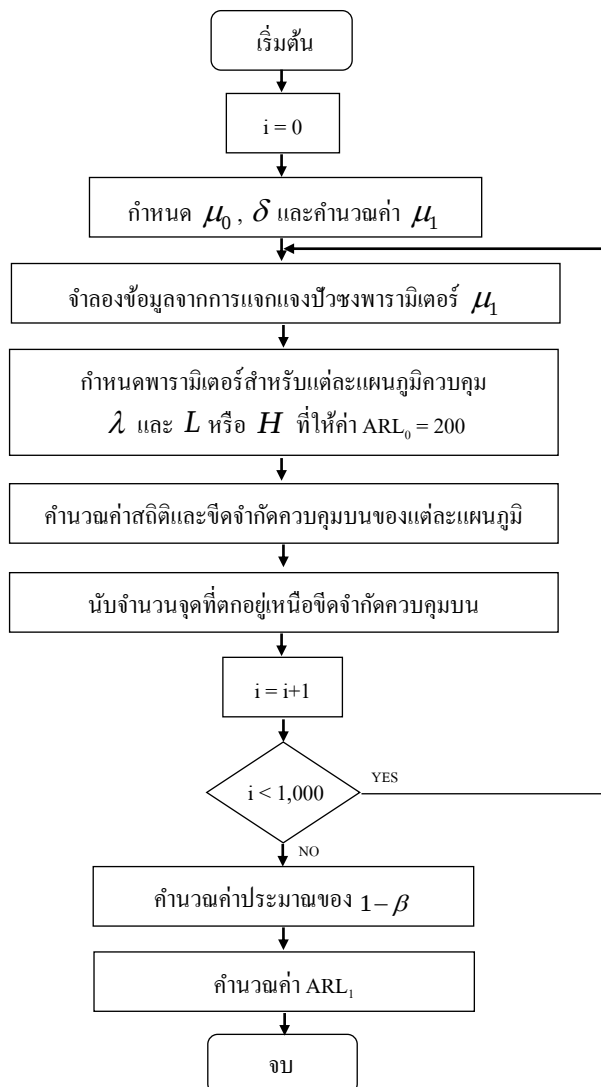
การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของแผนภูมิควบคุมในการตรวจจับค่าเฉลี่ยที่เพิ่มขึ้น พิจารณาจากค่าความ
ยาววิ่งเฉลี่ยเมื่อกระบวนการอยู่นอกเหนือการควบคุม (out of control average run length: ARL_1) คำนวณได้จาก

$$ARL_1 = \frac{1}{1 - \beta} \quad (12)$$

เมื่อ β คือ ความผิดพลาดแบบที่ 2 (type II error) ซึ่งเป็นความน่าจะเป็นที่จะยอมรับว่ากระบวนการอยู่ภายใต้
การควบคุม เมื่อค่าเฉลี่ยของกระบวนการได้เปลี่ยนแปลงไป และ $1 - \beta$ คือ ความน่าจะเป็นที่พบว่ากระบวนการ
อยู่นอกเหนือการควบคุม เมื่อค่าเฉลี่ยของกระบวนการได้เปลี่ยนแปลงไป โดยแผนภูมิที่มีประสิทธิภาพที่ดี สามารถ
ตรวจจับการเปลี่ยนแปลงได้รวดเร็ว จะให้ค่า ARL_1 ที่ต่ำ

ขั้นตอนวิธีการจำลอง

ในงานวิจัยนี้ใช้การจำลองมอนติคาร์โล (Monte Carlo simulation) เพื่อศึกษาประสิทธิภาพของแผนภูมิควบคุม ขั้นตอนวิธีการจำลองมอนติคาร์โลแสดงดังรูปที่ 1



รูปที่ 1 แผนผังการดำเนินงานแสดงขั้นตอนวิธีการจำลองมอนติคาร์โล

ผลการทดลอง

ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของแผนภูมิควบคุมในการตรวจจับการเพิ่มขึ้นของค่าเฉลี่ยของกระบวนการที่มีการแกว่งกวัดป้อนในรูปแบบตาราง โดยกำหนดให้

PCUSUM	แทน แผนภูมิ PCUSUM
PEWMA1	แทน แผนภูมิ PEWMA เมื่อกำหนด $\lambda = 0.1$
PEWMA2	แทน แผนภูมิ PEWMA เมื่อกำหนด $\lambda = 0.2$
ISRT c EWMA1	แทน แผนภูมิ ISRT c EWMA เมื่อกำหนด $\lambda = 0.1$
ISRT c EWMA2	แทน แผนภูมิ ISRT c EWMA เมื่อกำหนด $\lambda = 0.2$
PPM	แทน แผนภูมิ PPM

ตารางที่ 1 ค่าความยาววิ่งเฉลี่ยของแต่ละแผนภูมิควบคุมเมื่อค่าเฉลี่ย μ_0 เท่ากับ 3, 5 และ 8

μ_0	δ	PCUSUM	PEWMA1	PEWMA2	ISRT c EWMA1	ISRT c EWMA2	PPM
3	0	200.20	199.96	200.44	200.36	200.00	200.36
	0.01	162.13	173.85	169.46	172.24	179.18	162.84
	0.05	111.16	106.27	119.33	99.23	122.94	72.36
	0.1	29.18	58.47	77.65	52.60	77.82	29.01
	0.3	3.65	8.73	18.85	6.81	16.66	3.16
	0.5	1.69	2.42	6.49	1.73	5.29	1.54
	0.7	1.30	1.00	2.84	1.00	2.32	1.25
	0.9	1.17	1.00	1.71	1.00	1.00	1.15
5	0	200.20	200.28	200.08	200.64	200.04	200.36
	0.01	156.76	176.21	182.08	174.86	181.59	161.21
	0.05	68.70	105.08	127.98	100.95	121.79	70.49
	0.1	28.58	58.31	82.75	53.67	78.93	28.50
	0.3	3.57	8.62	19.74	7.14	17.04	3.09
	0.5	1.67	2.38	6.52	1.83	5.28	1.51
	0.7	1.29	1.00	2.85	1.00	2.36	1.24
	0.9	1.16	1.00	1.62	1.00	1.00	1.14
8	0	200.88	200.04	200.08	200.08	199.521	199.84
	0.01	161.03	175.22	183.39	175.25	182.02	161.60

μ_0	δ	PCUSUM	PEWMA1	PEWMA2	ISRT c EWMA1	ISRT c EWMA2	PPM
	0.05	70.08	106.99	129.20	102.68	125.93	71.84
	0.1	28.83	58.46	84.28	55.24	80.23	28.82
	0.3	3.57	8.59	19.76	7.30	17.67	3.09
	0.5	1.76	2.23	6.33	1.89	5.55	1.51
	0.7	1.28	1.00	2.78	1.00	2.37	1.24
	0.9	1.16	1.00	1.61	1.00	1.00	1.14

ตารางที่ 2 ค่าความยาววิ่งเฉลี่ยของแต่ละแผนภูมิควบคุมเมื่อค่าเฉลี่ย μ_0 เท่ากับ 10, 12 และ 15

μ_0	δ	PCUSUM	PEWMA1	PEWMA2	ISRT c EWMA1	ISRT c EWMA2	PPM
10	0	200.16	200.16	200.36	199.76	200.76	200.12
	0.01	161.66	175.65	183.82	173.31	182.82	154.66
	0.05	73.44	105.33	131.20	101.85	127.19	69.46
	0.1	30.21	57.15	84.14	53.91	80.59	28.39
	0.3	3.52	8.13	19.29	7.06	17.20	3.01
	0.5	1.63	2.27	6.22	1.90	5.47	1.49
	0.7	1.27	1.00	2.76	1.00	2.40	1.23
	0.9	1.15	1.00	1.55	1.00	1.00	1.14
12	0	199.88	200.24	200.28	200.321	200.321	199.84
	0.01	159.24	176.90	182.22	174.16	182.55	158.60
	0.05	72.58	104.72	129.22	100.86	127.78	70.76
	0.1	31.23	58.51	86.53	55.08	83.23	29.43
	0.3	3.47	8.23	19.66	7.20	17.82	3.04
	0.5	1.62	2.24	6.31	1.88	5.62	1.50
	0.7	1.27	1.00	2.71	1.00	2.37	1.23
	0.9	1.15	1.00	1.53	1.00	1.00	1.14
15	0	200.32	200.16	200.24	200.08	200.08	200.12
	0.01	161.84	173.73	184.06	172.59	184.23	158.38
	0.05	73.85	105.26	131.41	102.68	128.21	68.58
	0.1	30.17	57.59	85.79	54.64	82.45	28.17

μ_0	δ	PCUSUM	PEWMA1	PEWMA2	ISRT c EWMA1	ISRT c EWMA2	PPM
	0.3	3.45	8.23	19.63	7.27	17.93	2.97
	0.5	1.63	2.24	6.29	1.92	5.65	1.49
	0.7	1.27	1.00	2.70	1.00	2.41	1.22
	0.9	1.15	1.00	1.55	1.00	1.00	1.13

ตารางที่ 3 ตารางสรุปประสิทธิภาพของแผนภูมิควบคุมที่ให้ค่าความยาววิ่งเฉลี่ยต่ำที่สุดในแต่ละกรณี

δ	$\mu_0 = 3$	$\mu_0 = 5$	$\mu_0 = 8$	$\mu_0 = 10$	$\mu_0 = 12$	$\mu_0 = 15$
0.01	PCUSUM	PCUSUM	PCUSUM	PPM	PPM	PPM
0.05	PPM	PCUSUM	PCUSUM	PPM	PPM	PPM
0.1	PPM	PPM	PPM	PPM	PPM	PPM
0.3	PPM	PPM	PPM	PPM	PPM	PPM
0.5	PPM	PPM	PPM	PPM	PPM	PPM
0.7	PEWMA1	PEWMA1	PEWMA1	PEWMA1	PEWMA1	PEWMA1
	ISRT c EWMA1	ISRT c EWMA1	ISRT c EWMA1	ISRT c EWMA1	ISRT c EWMA1	ISRT c EWMA1
	PEWMA1	PEWMA1	PEWMA1	PEWMA1	PEWMA1	PEWMA1
0.9	ISRT c EWMA1	ISRT c EWMA1	ISRT c EWMA1	ISRT c EWMA1	ISRT c EWMA1	ISRT c EWMA1
	ISRT c EWMA2	ISRT c EWMA2	ISRT c EWMA2	ISRT c EWMA2	ISRT c EWMA2	ISRT c EWMA2

ค่าความยาววิ่งเฉลี่ยของแต่ละแผนภูมิควบคุมเมื่อค่าเฉลี่ยของกระบวนการเปลี่ยนแปลง (ARL_1) แสดงในตารางที่ 1 และตารางที่ 2 โดยแผนภูมิควบคุมให้ค่า ARL_1 ต่ำที่สุดในแต่ละกรณี จะถือว่าเป็นแผนภูมิที่มีประสิทธิภาพในการตรวจจับการเพิ่มขึ้นของค่าเฉลี่ยกระบวนการได้ดี ดังแสดงในตารางที่ 3

เมื่อค่าเฉลี่ยกระบวนการมีค่าน้อยถึงปานกลาง (μ_0 เท่ากับ 3, 5 และ 8) ในภาพรวมพบว่า แผนภูมิ PCUSUM และ แผนภูมิ PPM ให้ค่า ARL_1 ไม่แตกต่างกันมากนัก เมื่อพิจารณาขนาดการเปลี่ยนแปลงพบว่า แผนภูมิ PCUSUM มีประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดเล็ก ($\delta = 0.01, 0.05$) ได้ดีกว่าแผนภูมิชนิดอื่น ในขณะที่แผนภูมิ PPM ตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดกลางได้ดี ($0.1 \leq \delta \leq 0.5$) แผนภูมิ PEWMA1 แผนภูมิ ISRT c EWMA1 และแผนภูมิ ISRT c EWMA2 มีประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดใหญ่ได้ดี โดย แผนภูมิ PEWMA1 และ แผนภูมิ ISRT c EWMA1 มีประสิทธิภาพใกล้เคียงกัน

เมื่อค่าเฉลี่ยกระบวนการมีค่ามาก (μ_0 เท่ากับ 10, 12 และ 15) แผนภูมิ PPM ตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดเล็กถึงปานกลางกลางได้ดี ($0.01 \leq \delta \leq 0.5$) โดยให้ค่า ARL_1 ที่ต่ำกว่าทุกแผนภูมิ ในขณะที่แผนภูมิ PEWMA1 แผนภูมิ ISRT c EWMA1 และแผนภูมิ ISRT c EWMA2 มีประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดใหญ่ได้ดี โดย แผนภูมิ PEWMA1 และ แผนภูมิ ISRT c EWMA1 มีประสิทธิภาพใกล้เคียงกันเมื่อ $\delta = 0.7$

และ และ แผนภูมิ ISRT c EWMA2 มีประสิทธิภาพใกล้เคียงกับแผนภูมิ PEWMA1 และ แผนภูมิ ISRT c EWMA1 เมื่อ $\delta = 0.9$

วิจารณ์ผลการทดลอง

เป็นที่ทราบกันว่าแผนภูมิ CUSUM และแผนภูมิ EWMA มีความสามารถในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดเล็กได้ดี ในงานวิจัยนี้พบว่า เมื่อค่าเฉลี่ยของกระบวนการมีค่าน้อย แผนภูมิ PCUSUM สามารถตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดเล็กได้ดีกว่าแผนภูมิชนิดอื่น เนื่องจากการบวกสะสมความต่างของค่าสังเกตกับค่าอ้างอิง ประกอบกับการปรับค่าสถิติของแผนภูมิให้เป็นค่าสถิติข้างเดียวด้านบน (upper one-sided statistics) ทำให้แผนภูมิมีความเชื่อถือลง และสามารถตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดเล็กได้เร็วขึ้น อย่างไรก็ตาม แผนภูมิ PCUSUM มีประสิทธิภาพลดลงเมื่อค่าเฉลี่ยของกระบวนการมีค่ามากขึ้น ทั้งนี้เนื่องจากแผนภูมิ PCUSUM ถูกพัฒนาขึ้นมาสำหรับข้อมูลที่มีการแจกแจงปัวซองซึ่งปกติแล้วจะมีลักษณะการแจกแจงแบบเบ้ขวาเมื่อพารามิเตอร์มีค่าน้อย อย่างไรก็ตามเมื่อค่าเฉลี่ยของกระบวนการมีค่าเพิ่มมากขึ้น การแจกแจงของข้อมูลปัวซองจะมีลักษณะสมมาตรมากขึ้น ซึ่งส่งผลกระทบต่อประสิทธิภาพของแผนภูมิ PCUSUM (Hawkins & Olwell, 1998; Abujija, 2017)

เมื่อพิจารณาแผนภูมิในกลุ่มของแผนภูมิ EWMA พบว่า แผนภูมิ PEWMA และ แผนภูมิ ISRT c EWMA มีประสิทธิภาพดีกว่าแผนภูมิ PCUSUM ทั้งนี้เนื่องจากในงานวิจัยนี้คำนวณขีดจำกัดควบคุมบนโดยใช้ความแปรปรวนเชิงเส้นจำกัด (asymptotic variance) แทนการใช้ความแปรปรวนแน่นอนตรง (exact variance) ทำให้ขีดจำกัดควบคุมบนมีค่าที่ตลอดการควบคุม ซึ่งอาจทำให้ไม่สามารถตรวจจับการเปลี่ยนแปลงในช่วงต้นของกระบวนการได้ ส่งผลให้ค่า ARL_1 ของแผนภูมิดังกล่าวสูงกว่าแผนภูมิชนิดอื่น และเมื่อพิจารณาค่าถ่วงน้ำหนัก (λ) พบว่า การกำหนดค่าถ่วงน้ำหนักมีผลต่อประสิทธิภาพของแผนภูมิควบคุมโดย λ ที่มีค่าน้อยเหมาะสำหรับตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดเล็ก (Lucas & Saccucci, 1990) ดังจะเห็นได้จาก แผนภูมิ PEWMA1 และ แผนภูมิ ISRT c EWMA1 ซึ่งกำหนด $\lambda = 0.1$ มีประสิทธิภาพใกล้เคียงกัน และมีประสิทธิภาพดีกว่า แผนภูมิ PEWMA2 และ แผนภูมิ ISRT c EWMA2 ซึ่งกำหนด $\lambda = 0.2$

แผนภูมิ ISRT c EWMA มีประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดใหญ่ได้ดีกว่าแผนภูมิชนิดอื่น ทั้งนี้เนื่องจากแผนภูมิ ISRT c EWMA ถูกพัฒนามาจากแผนภูมิ c ซึ่งเป็นแผนภูมิในกลุ่มของแผนภูมิชิวฮาร์ต (Shewhart chart) ซึ่งสามารถตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดใหญ่ได้ดี (Montgomery, 2013)

แผนภูมิ PPM ถูกพัฒนามาจากแผนภูมิ PM (progressive mean control chart) ซึ่งมีประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดเล็กถึงปานกลางในกระบวนการที่มีการแจกแจงปกติได้ดี (Abbas et al., 2013) เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปัวซองพบว่า แผนภูมิ PPM มีประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดปานกลางเมื่อค่าเฉลี่ยของกระบวนการมีค่าน้อยได้ดี และเมื่อค่าเฉลี่ยของกระบวนการมีค่าเพิ่มขึ้น แผนภูมิ PPM มีประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดเล็กถึงปานกลางได้ดี ทั้งนี้เนื่องจากลักษณะขีดจำกัดควบคุมบนของ

แผนภูมิ PPM ที่มีลักษณะแคบลงตามระยะเวลาที่ใช้ในการควบคุม ดังนั้นด้วยขีดจำกัดควบคุมที่แคบทำให้มีโอกาสตรวจจับความผิดปกติได้เร็วกว่าขีดจำกัดควบคุมที่กว้าง อย่างไรก็ตามขีดจำกัดควบคุมที่แคบเกินไปอาจทำให้เกิดปัญหาสัญญาณเตือนที่เป็นเท็จ (false alarm) ได้

สรุปผลการทดลอง

การศึกษาวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพของแผนภูมิควบคุมในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงของกระบวนการที่มีการแจกแจงปัวซองเมื่อค่าเฉลี่ยของกระบวนการเพิ่มขึ้น (positive mean shift) แผนภูมิควบคุมที่นำมาศึกษา ได้แก่ แผนภูมิ PCUSUM แผนภูมิ PEWMA แผนภูมิ ISRT c EWMA และแผนภูมิ PPM โดยมีการปรับค่าสถิติให้เหมาะสมสำหรับการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยที่เพิ่มขึ้น เกณฑ์ที่ใช้ในการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของแผนภูมิ คือ ค่าความยาววิ่งเฉลี่ยเมื่อกระบวนการอยู่นอกเหนือการควบคุม (ARL_1) โดยแผนภูมิที่มีประสิทธิภาพที่ดีจะให้ค่า ARL_1 ต่ำ ผลการศึกษาพบว่า แผนภูมิ PCUSUM มีประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดเล็กเมื่อค่าเฉลี่ยกระบวนการมีค่าน้อย แผนภูมิ PPM มีประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดเล็กถึงปานกลางได้ดี ส่วนแผนภูมิ PEWMA และ ISRT c EWMA เมื่อ $\lambda = 0.1$ มีประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงขนาดใหญ่ได้ดี

เอกสารอ้างอิง

- Abujiya, M. A. R. (2017). New cumulative sum control chart for monitoring Poisson processes. *IEEE Access*, 5, 14298-14308.
- Abbas, N., Zafar, R. F., Riaz, M., & Hussain, Z. (2013). Progressive mean control chart for monitoring process location parameter. *Quality and Reliability Engineering International*, 29, 357-367.
- Abbasi, S. A. (2017). Poisson progressive mean control chart. *Quality and Reliability Engineering International*, 33, 1855-1859.
- Borror, C. M., Champ, C. W., & Rigdon, S. E. (1988). Poisson EWMA control chart. *Journal of Quality and Technology*, 30(4), 352-361.
- Gan, F. F. (1990). Monitoring Poisson observations using modified exponentially weighted moving average control charts. *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, 19, 103-124.
- Hawkins, D. M., & Olwell, D. H. (1998). *Cumulative Sum Charts and Charting for Quality Improvement*. New York: Springer.
- Khoo, M. B. C., & Wong, V. H. (2008). A double moving average control chart. *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, 37, 1696-1708.

Lucas, J. M. (1985). Counted data CUSUM's. *Technometrics*, 27(2), 129-144.

Lucas, J. M., & Saccucci, M. S. (1990). Exponentially weighted moving average control schemes: Properties and enhancements. *Technometrics*, 32(1), 1-12.

Montgomery, D. C. (2013). *Introduction to statistical quality control*. New Jersey: John Wiley & Sons.

Morais, M. C., & Pacheco, A. (2001). Some stochastic properties of upper one-sided and EWMA charts for μ in the presence of shift in σ . *Sequential Analysis: Design Methods and Applications*, 20(1-2), 1-12.

Sukparungsee, S., & Mititelu, G. (2016). A modified Poisson exponentially weighted moving average chart based on improved square root transformation. *Thailand Statistician*, 14(2), 197-202.

Tsai, T. R., Lin, C. C., & Wu, S. J. (2006). Alternative attribute control charts based on improved square root transformation. *Tamsui Oxford Journal of Mathematical Sciences*, 22(1), 61-72.

White, C. H., Keats, J. B., & Stanley, J. (1997). Poisson CUSUM vs c-chart for defect data. *Quality Engineering*, 9, 673-679.

Zhang, L., Govindaraju, K., Lai, C. D., & Bebbington, M. S. (2003). Poisson DEWMA control chart. *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, 32, 1265-1283.

Research Article

การวิเคราะห์โมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์

A confirmatory factor model analysis of self acceptance of the elderly in Chumtabong district Nakhonsawan province

อวีพร ปานทอง^{1*}, มลทยา ปานจันทร์¹ และ สุกัญญา ศรีพงษ์สุทธิ¹

Aweeporn Panthong^{1*}, Monthaya Panchan¹ and Sukanya Sripongsut¹

¹สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยราชภัฏนครสวรรค์ ประเทศไทย

¹ Division of Mathematic and Statistics, Faculty of Science and Technology, Nakhon Sawan Rajabhat University, Thailand

*E-mail: aweeporn.p@nsru.ac.th

Received: 30/12/2020; Revised: 19/04/2021; Accepted: 08/05/2021

บทคัดย่อ

การวิจัยในครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ การวิเคราะห์โมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันการยอมรับตนเอง และเพื่อเปรียบเทียบโมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุในเขตอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์ โดยกลุ่มตัวอย่างที่ใช้ในการศึกษาคือผู้สูงอายุในเขตอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์ที่มีอายุตั้งแต่ 60 ปีขึ้นไป จำนวน 770 คน ผลการวิจัยพบว่า โมเดลการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุในเขตอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์ ที่เหมาะสมคือ โมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันอันดับแรกการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ ประกอบด้วยตัวแปรแฝง จำนวน 4 ตัวแปร คือ การรับรู้เกี่ยวกับตนเอง ลักษณะของตนเอง ความรู้สึคนึกคิดเกี่ยวกับคุณค่า และสถานภาพในสังคม ในแต่ละตัวแปรแฝงวัดได้จากตัวแปรสังเกตได้อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 และมีดัชนีภาวะการนำเสนอของโมเดลกับข้อมูลเชิงประจักษ์ โดยมีค่า χ^2 เท่ากับ 670.95, χ^2 / df เท่ากับ 1.33, GFI เท่ากับ 0.93, AGFI เท่ากับ 0.87, CFI เท่ากับ 0.99, NFI เท่ากับ 0.98, RMSEA เท่ากับ 0.029, SRMR มีค่าเท่ากับ 0.045

คำสำคัญ: องค์ประกอบเชิงยืนยัน, การยอมรับตนเอง, ผู้สูงอายุ

Abstract

The objectives of this research are to study the components of self-acceptance of the elderly people, analyze the confirmatory factor model of self-acceptance and compare of confirmatory factor model of self-acceptance of the elderly people in Chum Ta Bong District, Nakhon Sawan province the sample used in this study is a group of 770 elderly people aged 60 years or over in Chum Ta Bong district, Nakhon Sawan Province. We found that the appropriate confirmatory factor model of self-acceptance of the elderly people in Chum Ta Bong District, Nakhon Sawan province is the first order factors models of self-acceptance containing 4 latent variables, that is perception, personality, self-esteem and society status. Each latent variable was measured from the observed variables with a statistically significant of 0.05, and goodness of fit index with empirical data was presented as follows: $\chi^2 = 670.95$, $\chi^2 / df = 1.33$, GFI = 0.93, AGFI = 0.87, CFI = 0.99, NFI = 0.98, RMSEA = 0.029, SRMR = 0.045.

Keywords: Confirmatory factor, self acceptance, the elderly

บทนำ

ปัจจุบันโครงสร้างประชากรกำลังเปลี่ยนแปลงอย่างต่อเนื่อง ซึ่งประเทศไทยเป็นสังคมที่เข้าสู่ “สังคมผู้สูงอายุ” เนื่องจากการลดลงอย่างรวดเร็วของภาวะเจริญพันธุ์ ทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้างของประชากรทุกกลุ่มอายุ ประกอบไปด้วยการพัฒนาทางเศรษฐกิจ สังคม ความก้าวหน้าด้านเทคโนโลยีทางการแพทย์และการสาธารณสุขของประเทศที่ส่งผลให้ประชาชนมีชีวิตที่ยืนยาวขึ้น ทำให้แนวโน้มของประชากรผู้สูงอายุเพิ่มขึ้นอย่างรวดเร็ว ดังนั้นในอนาคตผู้สูงอายุอาจจะเป็นผู้ที่มียุทธศาสตร์ต่อสังคมยิ่งขึ้น ประเทศไทยกำลังอยู่ในช่วงการเปลี่ยนผ่านเข้าสู่สังคมผู้สูงอายุ เมื่อประชากรผู้สูงอายุเพิ่มมากขึ้น สัดส่วนการทำงานลดลง ผลผลิตโดยรวมจะลดลง ส่งผลให้รายได้ของประเทศลดลง แต่รัฐบาล ชุมชน และครอบครัวต้องรับภาระเพิ่มมากขึ้นในการดูแลทั้งในเรื่องของสุขภาพ ที่อยู่อาศัย ค่าครองชีพสวัสดิการต่าง ๆ ให้ผู้สูงอายุมีสุขภาวะที่เหมาะสมและยังรวมไปถึงผลกระทบต่อภาคเศรษฐกิจของประเทศอีกด้วย (สำนักวิชาการ, 2561) อีกทั้งสังคมไทยจะเปลี่ยนแปลงจากเดิมที่เป็นครอบครัวใหญ่กลายเป็นครอบครัวเดี่ยวหลากหลายรูปแบบเกิดขึ้น เช่น พ่อหรือแม่เลี้ยงเดี่ยว ครอบครัวของคนที่อยู่คนเดียว ครอบครัวข้ามรุ่นที่ผู้สูงอายุอยู่กับหลานโดยไม่มีคนวัยทำงานอยู่ด้วย หรือครอบครัวเดี่ยวที่คู่สามีภรรยาอาศัยอยู่ด้วยกันโดยไม่มียุทธศาสตร์ และมีผลกระทบต่อชีวิตความเป็นอยู่โดยตรง อย่างหลีกเลี่ยงไม่ได้ (ปานิศ โพธิ์ศรีวังชัย, 2562) ส่งผลให้วิถีชีวิตความเป็นอยู่ของผู้สูงอายุเปลี่ยนไป ดังนั้นผู้สูงอายุจึงเป็นทรัพยากรบุคคลที่สำคัญกลุ่มหนึ่งของประเทศ เป็นผู้ที่ต้องเผชิญกับความเปลี่ยนแปลงทั้งทางด้านร่างกาย จิตใจ และสังคม จึงเป็นวัยที่ต้องมีการปรับตัว ให้เข้ากับการเปลี่ยนแปลงมากกว่าบุคคลในวัยอื่น หากผู้สูงอายุไม่สามารถปรับตัวได้ อาจก่อให้เกิดปัญหา

หลาย ๆ อย่าง เช่น ปัญหาเรื่องสุขภาพ ปัญหาทางด้านจิตใจ หรือสุขภาพจิต ปัญหาเศรษฐกิจ ปัญหาการใช้เวลาว่าง ปัญหาขาดความอบอุ่น ปัญหาเหล่านี้ทำให้ผู้สูงอายุเกิดความเครียด มีอารมณ์ เปลี่ยนแปลงง่าย น้อยใจตนเอง รู้สึกว่าตนเองไม่มีค่า ไม่มีประโยชน์ หรือสุขภาพไม่เอื้ออำนวยต่อการทำ กิจกรรมต่าง ๆ ไม่มีความสุขและความร่าเริงในชีวิต ภาวะเช่นนี้มีผลต่อการปรับตัวและเป็นภาระต่อครอบครัวและสังคม ทางหนึ่งที่จะทำให้เป็นการป้องกันอารมณ์ความรู้สึกควบคุมอารมณ์ วิธีการใช้ชีวิต การปรับตัวให้ตรงกับสภาพการณ์ดังกล่าว คือ การยอมรับตนเอง บุคคลที่มีการยอมรับตนเองจะมีความเคารพนับถือตนเอง มีความเชื่อมั่นในตนเอง และนับถือในตนเอง เนื่องจากเป็นความต้องการขั้นพื้นฐานของจิตใจทำให้สามารถดำรงชีวิตอยู่อย่างมีความสุขและเห็นคุณค่าในตนเอง การที่ผู้สูงอายุมีการยอมรับตนเองและมีความเข้าใจตนเอง รู้จักตนเอง จนสามารถรู้ข้อดี ข้อบกพร่อง และภาพลักษณ์ของตนเองอย่างแท้จริง ทำให้มองเห็นภาพที่เป็นเอกลักษณ์ของตน มีความสามารถและมีคุณค่า รวมทั้งเป็นที่ยอมรับของผู้อื่น ซึ่งลักษณะของบุคคลที่มีการยอมรับตนเองในทุกด้าน จะประกอบไปด้วย 4 องค์ประกอบ ได้แก่ ด้านการรับรู้เกี่ยวกับตนเอง ด้านลักษณะของตนเอง ด้านความรู้สึกกินคิดเกี่ยวกับคุณค่าและด้านสถานภาพทางสังคม (Robinson J.P., Phillips R.S. & Wrightsman L.S., 1991) ดังนั้นการยอมรับตนเองจึงเป็นสิ่งที่สำคัญ ที่จะช่วยให้ผู้สูงอายุมีการพัฒนาการปรับตัว ให้เข้ากับการเปลี่ยนแปลงในโลกปัจจุบันได้ดีขึ้น จึงควรได้รับการส่งเสริมสำหรับการพัฒนาสุขภาพของผู้สูงอายุ เนื่องด้วยอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์ เป็นกิ่งอำเภอสุดท้ายของจังหวัดนครสวรรค์อยู่ห่างจากจังหวัดนครสวรรค์ และห่างจากกรุงเทพเป็นระยะทางประมาณ 310 กิโลเมตร ประชาชนส่วนใหญ่ในอำเภอชุมตาบง ประกอบอาชีพการเกษตรเป็นหลัก อีกทั้งยังเป็นอำเภอที่ติดต่อกับสองจังหวัดคือ อุทัยธานีและกำแพงเพชร ทำให้โอกาสที่ประชาชนวัยทำงานจะมีการย้ายถิ่นเพื่อประกอบอาชีพอื่นๆ เพิ่มขึ้น ส่งผลให้ผู้สูงอายุต้องอาศัยอยู่ในครอบครัวเพียงลำพัง โดยทางอำเภอชุมตาบงได้จัดกิจกรรมต่าง ๆ ให้แก่ผู้สูงอายุและประชาชนในชุมชนเพื่อเพิ่มศักยภาพในชุมชนและส่งเสริมให้ประชาชนรวมถึงผู้สูงอายุในชุมชนได้มีส่วนร่วม

ด้วยเหตุผลนี้ ผู้วิจัยจึงสนใจศึกษาการวิเคราะห์โมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ เพื่อให้ผู้สูงอายุเข้าใจตนเองมากขึ้น รู้วิธีควบคุมอารมณ์ รู้วิธีการใช้ชีวิตการปรับตัวให้ตรงกับสภาพการณ์ปัจจุบัน ให้สามารถดำรงชีวิตกับครอบครัวและสังคมได้อย่างมีความสุข และเป็นเครื่องมือสำหรับให้ผู้ที่เกี่ยวข้องกับผู้สูงอายุได้ใช้ในการวัดระดับการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ เพื่อหาทางส่งเสริมและสนับสนุนการดำรงชีวิตของผู้สูงอายุต่อไป

วัตถุประสงค์ของการวิจัย

1. เพื่อศึกษาการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์
2. เพื่อวิเคราะห์โมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์

3. เพื่อเปรียบเทียบโมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุในเขตอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์

วิธีการทดลอง

การวิจัยครั้งนี้เป็นการศึกษาเรื่อง การวิเคราะห์โมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ อำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์ เป็นการวิจัยเชิงสำรวจ (Survey Research) มีลักษณะเป็นการวิจัยเชิงปริมาณ (Quantitative Research) ทำการเก็บข้อมูลจากกลุ่มตัวอย่างด้วยตนเองซึ่งเป็นข้อมูลปฐมภูมิ ประชากร คือ ผู้สูงอายุในเขตอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์ที่มีอายุตั้งแต่ 60 ปีขึ้นไป เป็นผู้สูงอายุที่สามารถอ่านออกเขียนได้ ทำกิจวัตรประจำวันได้ด้วยตนเอง และสามารถออกนอกบ้าน ไปมีปฏิสัมพันธ์กับผู้อื่นในสังคมได้ (ผู้สูงอายุที่ไม่ใช่กลุ่มเปราะบาง) จำนวน 1,521 คน (สำนักงานสถิติแห่งชาติ, 2562)

กลุ่มตัวอย่าง เป็นผู้สูงอายุในเขตอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์ที่มีอายุตั้งแต่ 60 ปีขึ้นไป เป็นผู้สูงอายุที่สามารถอ่านออกเขียนได้ ทำกิจวัตรประจำวันได้ด้วยตนเอง และสามารถออกนอกบ้าน ไปมีปฏิสัมพันธ์กับผู้อื่นในสังคมได้ (ผู้สูงอายุที่ไม่ใช่กลุ่มเปราะบาง) ซึ่งผู้วิจัยคำนวณหาขนาดกลุ่มตัวอย่าง โดยใช้สูตรกำหนดขนาดตัวอย่างของสำนักงานสถิติแห่งชาติ (สำนักงานสถิติแห่งชาติ, 2559) ได้จำนวนไม่ต่ำกว่า 765 คน กำหนดกลุ่มตัวอย่าง โดยมีสมการดังนี้

$$n = \frac{NZ^2\sigma^2}{Ne^2 + Z^2\sigma^2} \quad (1)$$

โดยที่ Z แทน ค่ามาตรฐานการได้พื้นที่ของแจกแจงปกติมีค่าเท่ากับ 1.96
 σ^2 แทน ค่าความแปรปรวนของประชากร มีค่าเท่ากับ 1 เนื่องจากงานวิจัยที่เคยใช้มาตรวัดลิเคิร์ทแบบห้าตัวเลือกในการประมาณการค่าความแปรปรวนของกลุ่มตัวอย่างพบว่า จะอยู่ระหว่าง 1 ถึง 2 (อัครารวรรณ งามบุญณ, 2554)
 e แทน ค่าความคลาดเคลื่อนมีค่าเท่ากับ 0.05
 จะได้ขนาดตัวอย่าง คือ

$$n = \frac{(1,521)(1.96)^2(1)^2}{(1,521)(0.05)^2 + (1.96)^2(1)^2}$$

$$n = 764.39$$

$$n \approx 765$$

เนื่องจากเป็นจำนวนตัวอย่างที่ได้เป็นจำนวนขั้นต่ำ ผู้วิจัยจึงเพิ่มจำนวนเป็น 770 คน เพื่อป้องกันการสูญหายของข้อมูล หรือข้อมูลไม่ถูกต้อง และทำการคัดเลือกกลุ่มตัวอย่างโดยวิธีการสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิ (Stratified

random sampling) ตามสัดส่วนของผู้สูงอายุที่เป็นกลุ่มตัวอย่างในแต่ละตำบล จะได้กลุ่มตัวอย่างที่แบ่งเป็นตำบล ดังนี้

- 1) อำเภอชุมตาบง จำแนกได้ 2 ตำบล ได้แก่ ตำบลชุมตาบง และตำบลปางสวรรค์
- 2) สุ่มตัวอย่างจากตำบล โดยใช้วิธีสุ่มอย่างง่าย โดยการจับสลากได้ตัวอย่างดังนี้

ตารางที่ 1 ขนาดตัวอย่างผู้สูงอายุในอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์ จำแนกตามตำบล

ตำบลในอำเภอชุมตาบง	จำนวนประชากรผู้สูงอายุ	จำนวนกลุ่มตัวอย่างผู้สูงอายุ
1. ตำบลชุมตาบง	920	465
2. ตำบลปางสวรรค์	601	305
รวม	1,521	770

เครื่องมือที่ใช้ในการวิจัย

เครื่องมือที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้ เป็นแบบสอบถามการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ จำนวน 41 ข้อ แบ่งเป็น องค์ประกอบการยอมรับตนเอง 4 ด้าน ได้แก่ ด้านการรับรู้เกี่ยวกับตนเอง ด้านลักษณะของตนเอง ด้านความรู้สึกรู้สึกนึกคิดเกี่ยวกับคุณค่า และด้านสถานภาพในสังคม การตรวจสอบคุณภาพเครื่องมือ ได้แก่ การหาค่าความตรง (Validity) โดยใช้เทคนิคการคำนวณค่าดัชนีความสอดคล้อง (Index of item objective congruence : IOC) โดยมีผู้เชี่ยวชาญ จำนวน 3 คน จากนั้นนำแบบสอบถามที่ผ่านการตรวจสอบจากผู้เชี่ยวชาญไปทดลองใช้ (Try out) กับผู้สูงอายุใน อำเภอชุมตาบง จำนวน 30 คน เพื่อนำมาตรวจสอบค่าอำนาจจำแนก โดยวิเคราะห์สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์รายข้อกับ คะแนนรวม (Corrected item total correlation) และวิเคราะห์ค่าความเชื่อมั่น (Reliability) ด้วยวิธีประมาณค่า สัมประสิทธิ์แอลฟาครอนบาค (Cronbach's alpha coefficient) ได้ค่าความเชื่อมั่นของแบบสอบถามเท่ากับ 0.85 แบบสอบถามการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ แบ่งออกเป็น 2 ส่วน ดังรายละเอียดต่อไปนี้

ส่วนที่ 1 แบบสอบถามเกี่ยวกับข้อมูลทั่วไปของผู้สูงอายุ ในอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์ ตัวเลือกตอบแบบตรวจรายการ และแบบเติมข้อความ ประกอบด้วย เพศ อายุ สภาพสมรส อาชีพ รายได้ จำนวนบุตร ที่พักอาศัย โรคประจำตัว การเป็นสมาชิกชมรมผู้สูงอายุหรือเข้าร่วมกิจกรรมส่วนอื่น ๆ

ส่วนที่ 2 แบบสอบถามเกี่ยวกับการยอมรับตนเอง ที่ผู้วิจัยสร้างขึ้นเองโดยประยุกต์แนวความคิดของ Robinson and Phillips (1985) และงานวิจัยของชลกร ศิริวรรณนะ (2556) ข้อคำถามมีลักษณะเป็นแบบมาตราส่วน ประมาณค่า 4 ระดับ โดยครอบคลุมองค์ประกอบทั้ง 4 ด้าน ดังนี้ 1. ด้านการรับรู้เกี่ยวกับตนเอง 2. ด้านลักษณะของตนเอง 3. ด้านความรู้สึกรู้สึกนึกคิดเกี่ยวกับคุณค่า และ 4. ด้านสถานภาพในสังคม

การสร้างและการตรวจสอบคุณภาพเครื่องมือ

ผู้วิจัยมีวิธีการและขั้นตอนในการสร้างและตรวจสอบคุณภาพเครื่องมือที่ใช้ในการวิจัย ดังนี้

1. ศึกษาแนวคิดและทฤษฎีจากหนังสือ เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง และนำแนวคิด ทฤษฎีดังกล่าวมาเป็นแนวทางในการสร้างข้อคำถามเกี่ยวกับการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุให้สอดคล้องกับทั้งทฤษฎีและบริบทของชุมชนผู้สูงอายุ ซึ่งใช้แนวความคิดของ Robinson and Phillips (1985) และชลกร ศิริวรรณนะ (2556) และนำมาตรวจสอบความตรงเชิงโครงสร้าง ความสอดคล้องของทฤษฎีกับข้อมูลเชิงประจักษ์เพิ่มขึ้น

2. หาคความเที่ยงตรง (Validity) ผู้วิจัยได้นำแบบสอบถามของชลกร ศิริวรรณนะ (2556) มาปรับปรุงและพัฒนาเพิ่มข้อคำถาม นำไปให้ผู้เชี่ยวชาญตรวจสอบความถูกต้อง ความเหมาะสมของภาษา ความเที่ยงตรง ความตรงเชิงเนื้อหา และนำมาปรับปรุงตามข้อเสนอแนะของผู้เชี่ยวชาญจำนวน 3 ท่าน ให้มีความสมบูรณ์มากยิ่งขึ้น

3. หาค่าอำนาจจำแนก รายข้อคำถามโดยใช้การหาค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เพียร์สัน ต้องมีค่า 0.2 ขึ้นไป และค่าความเที่ยงของการยอมรับตนเอง จำนวนข้อคำถาม 41 ข้อคำถาม โดยใช้ค่าสัมประสิทธิ์แอลฟาของครอนบาค (Cronbach's Alpha Coefficient) ต้องมีค่าตั้งแต่ 0.80 ขึ้นไป

4. หาค่าความเชื่อมั่นและค่าอำนาจจำแนกแยกตามองค์ประกอบย่อย ดังตารางที่ 2

ตารางที่ 2 ค่าความเชื่อมั่นและค่าอำนาจจำแนกแยกตามองค์ประกอบย่อย

องค์ประกอบ	จำนวนข้อคำถาม	อำนาจจำแนก	Reliability
1. ด้านการรับรู้เกี่ยวกับตนเอง	8	0.30 – 0.68	0.80
2. ด้านลักษณะของตนเอง	12	0.50 – 0.78	0.93
3. ด้านความรู้สึกนึกคิดเกี่ยวกับคุณค่า	11	0.38 – 0.68	0.87
4. ด้านสถานภาพในสังคม	10	0.42 – 0.69	0.86
การยอมรับตนเอง ทั้ง 4 ด้าน	41	0.30 – 0.89	0.93

ตัวอย่างข้อคำถามแต่ละองค์ประกอบ

1. ด้านการรับรู้เกี่ยวกับตนเอง : ท่านสามารถรับฟังความคิดเห็นของผู้อื่นเพื่อนำมาพัฒนาตนเอง (คำถามเชิงบวก)
2. ด้านลักษณะของตนเอง : ท่านยอมรับว่ามีเปลี่ยนแปลงของร่างกายเมื่ออายุมากขึ้น (คำถามเชิงบวก)
3. ด้านความรู้สึกนึกคิดเกี่ยวกับคุณค่า : ท่านรู้สึกกลัวการถูกทอดทิ้ง (คำถามเชิงลบ)
4. ด้านสถานภาพในสังคม : ท่านยอมรับในการเป็นสมาชิกของชมรมต่าง ๆ ในชุมชน (คำถามเชิงบวก)

การเก็บรวบรวมข้อมูล

การวิจัยครั้งนี้ผู้วิจัยเก็บรวบรวมข้อมูลด้วยตนเอง โดยผู้วิจัยนำหนังสือจากมหาวิทยาลัยราชภัฏนครสวรรค์ ส่งถึงนายกองค์การบริหารส่วนตำบลชุมตาบง และนายกองค์การบริหารส่วนตำบลปางสวรรค์ เพื่อขอความ อนุเคราะห์ในการเก็บข้อมูลจากกลุ่มตัวอย่าง ซึ่งแจ้งรายละเอียดในการทำวิจัย และเก็บรวบรวมข้อมูลจากกลุ่ม ตัวอย่าง

สถิติที่ใช้ในการวิเคราะห์ข้อมูล

การวิเคราะห์ข้อมูล โดยการวิเคราะห์จากโปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติ ดังนี้

1. ค่าสถิติพื้นฐาน เพื่อให้ทราบลักษณะของตัวอย่าง ได้แก่ ค่าเฉลี่ย ($\bar{X}$) ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (S) ค่าร้อยละ ค่าความเบ้ (Sk) และความโด่ง (Ku)
2. ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรในโมเดลองค์ประกอบการยอมรับตนเอง ด้วยการหาค่า สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของเพียร์สัน เพื่อให้ได้เมตริกซ์สหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร แล้วตรวจสอบเมตริกซ์ สหสัมพันธ์ที่ใช้ในการวิเคราะห์องค์ประกอบว่าแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญหรือไม่ โดยการตรวจสอบความ เหมาะสมในการใช้เทคนิคการวิเคราะห์องค์ประกอบจะพิจารณาจากค่า Kaiser-Meyer-Olkin และค่า Bartlett's Sphericity Test
3. การวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยันอันดับแรก (First order confirmatory factor analysis) ของโมเดล เพื่อตรวจสอบความเที่ยงตรงเชิงโครงสร้างของโมเดลองค์ประกอบ จำนวน 4 องค์ประกอบ ซึ่งเป็นตัวแปรแฝง (laten variable) ที่ไม่สามารถวัดค่าได้โดยตรงต้องวัดผ่านตัวแปรสังเกตได้ (observed variables) ค่าความสัมพันธ์ ระหว่างตัวแปรสังเกตได้ที่ส่งผลต่อตัวแปรแฝงเรียกว่าค่าน้ำหนักองค์ประกอบ (factor loading) และค่าความสัมพันธ์ ระหว่างตัวแปร เรียกว่า ค่าความแปรปรวนร่วม (covariance) มีสมการดังนี้

$$y_i = \Lambda \xi_i + \delta_i \quad (2)$$

โดยที่ y_i แทน เวกเตอร์ของตัวแปรสังเกตได้, Λ แทน เมตริกซ์ของน้ำหนักองค์ประกอบ, ξ_i แทน เวกเตอร์ของตัวแปรแฝง, δ_i แทน เวกเตอร์ของความคลาดเคลื่อนจากการวัด ในส่วนของการประมาณ ค่าพารามิเตอร์ใช้วิธีการประมาณค่าความน่าจะเป็นสูงสุด (Maximum Likelihood : ML) เป็นฟังก์ชันที่แสดงความ แตกต่างระหว่างเมตริกซ์ความแปรปรวนร่วม (variance-covariance matrix) จากข้อมูลตัวอย่างและ จากการระบุของโมเดล มีฟังก์ชันดังนี้

$$F_{ML} = \ln |\Sigma(\theta)| + \text{trace}[S\Sigma^{-1}(\theta)] - \ln |S| - p \quad (3)$$

โดยที่ θ แทน เวกเตอร์ของพารามิเตอร์ของโมเดล, $\Sigma(\theta)$ แทน เมตริกซ์ความแปรปรวนร่วม แปรปรวนร่วมที่ได้จากการระบุโมเดล, S แทน เมตริกซ์ความแปรปรวนร่วมแปรปรวนร่วมที่ได้จากตัวแปรสังเกต

ของข้อมูลตัวอย่าง และ p แทน จำนวนตัวแปรสังเกตได้ทั้งหมดในโมเดล การตรวจสอบความเที่ยงตรงเชิงโครงสร้างพิจารณาค่าดัชนีความสอดคล้อง ในการวิเคราะห์โมเดลความสัมพันธ์เชิงสาเหตุ ในครั้งนี้ผู้วิจัยใช้ดัชนีที่ใช้ในการตรวจสอบความสอดคล้องของโมเดลที่ได้พัฒนามาจากทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับข้อมูลเชิงประจักษ์หลายตัว ซึ่งงานวิจัยนี้ได้คัดเลือกดัชนีที่ใช้ในการพิจารณาความสอดคล้อง ได้แก่ χ^2 , χ^2 / df , GFI, AGFI, CFI และ RMSEA ซึ่ง Schumacker and Lomax (2004) ได้เสนอแนวทางในการตัดสินค่าดัชนีเป็น 2 ลักษณะ คือค่าที่แสดงภาวะการอุปสมมติ และค่าที่ยอมรับได้ว่ามีการอุปสมมติโดยกำหนดเป็นช่วงของค่าดัชนีภาวะการอุปสมมติ ดังแสดงในตารางที่ 3

ตารางที่ 3 ค่าดัชนีของโมเดลการวัดองค์ประกอบเชิงยืนยัน

ดัชนีภาวะการอุปสมมติ	ค่าที่ยอมรับได้ว่ามีการอุปสมมติ
χ^2	$0.01 \leq p \leq 0.05$
χ^2 / df	$2 < \chi^2 / df \leq 5$
Goodness of Fit (GFI)	$0.90 \leq GFI \leq 0.95$
Adjusted Goodness of Fit (AGFI)	$0.85 \leq AGFI \leq 0.95$
Comparative Fit Index (CFI)	$0.90 \leq CFI \leq 0.97$
Normed Fit Index (NFI)	$0.90 \leq NFI \leq 0.95$
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)	$0.05 \leq RMSEA \leq 0.08$
Standardized Root Mean Square Residual (SRMR)	$0.01 \leq SRMR \leq 0.05$

ขั้นตอนการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยันการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ

ขั้นตอนที่ 1 นำข้อมูลที่ได้ไปตรวจสอบความเหมาะสม

การที่จะสร้างปัจจัยร่วม ซึ่งเป็นตัวแทนของตัวแปรหลาย ๆ ตัวได้นั้น แสดงว่าตัวแปรนั้นจะต้องมีความสัมพันธ์กัน ถ้าตัวแปรไม่มีความสัมพันธ์กัน จะทำให้ไม่สามารถสร้างปัจจัยร่วมได้ จึงต้องมีการตรวจสอบความสัมพันธ์ของตัวแปรก่อนที่จะสร้างปัจจัยร่วม การตรวจสอบความสัมพันธ์ของตัวแปรทำได้หลายวิธี แต่เราเลือกการตรวจสอบโดยใช้สถิติ Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) และวิธี Bartlett's Sphericity Test ซึ่งการตรวจสอบโดยใช้สถิติ KMO เป็นสถิติที่ใช้วัดความเหมาะสมของข้อมูลว่าสมควรที่จะใช้เทคนิคการวิเคราะห์ปัจจัยหรือไม่ โดยมีสมการดังนี้

$$KMO = \frac{\sum_{j \neq k}^2 r_{jk}^2}{\sum_{j \neq k}^2 r_{jk}^2 + \sum_{j \neq k}^2 p_{jk}^2} \quad (4)$$

โดยที่ r_{jk} แทน สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของตัวแปรตัวที่ j และตัวแปรตัวที่ k โดยที่ $j \neq k$, p_{jk} แทน สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์บางส่วน (partial correlation) ของตัวแปรตัวที่ j และตัวแปรตัวที่ k โดยที่ $j \neq k$

ถ้าค่า KMO มีค่าน้อย (เข้าใกล้ศูนย์) แสดงว่าข้อมูลไม่เหมาะสมกับการใช้เทคนิควิเคราะห์ปัจจัย ถ้าค่า KMO มีค่ามาก (เข้าใกล้หนึ่ง) แสดงว่าสามารถนำการวิเคราะห์ปัจจัยมาใช้กับข้อมูลชุดนี้ได้ ดังนั้น ค่า KMO จึงมีค่าระหว่าง 0 - 1 โดย Kaiser และ Rice (1974) ได้ทำการศึกษาค่า KMO ในการวัดความเหมาะสมของข้อมูล ว่าควรใช้เทคนิคการวิเคราะห์ปัจจัยหรือไม่ ดังเกณฑ์ของค่า KMO ตารางที่ 4

ตารางที่ 4 เกณฑ์ของค่า KMO ที่ใช้วัดความเหมาะสมในการใช้เทคนิคการวิเคราะห์ปัจจัยของข้อมูล

ค่า KMO	การใช้เทคนิคการวิเคราะห์ปัจจัย
≥ 0.90	ดีมาก
0.80 - 0.89	ดี
0.70 - 0.79	ดีพอใช้
0.60 - 0.69	ปานกลาง
0.50 - 0.59	ไม่ดี
< 0.50	ไม่สมควรใช้

จากตารางจึงสรุปได้ว่า ค่า $KMO \geq 0.8$ แสดงว่า ข้อมูลชุดนั้นสามารถใช้การวิเคราะห์ปัจจัยได้ดี แต่ถ้าค่า KMO อยู่ระหว่าง 0.60 – 0.79 ถือว่าดีพอใช้หรือปานกลาง

การตรวจสอบโดยใช้ Bartlett's Test of Sphericity เป็นค่าสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐานว่าเมทริกซ์สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของตัวแปรเป็นเมทริกซ์เอกลักษณะหรือไม่ โดยที่ Bartlett's Test of Sphericity หรือกล่าวได้ว่าเป็นการตรวจสอบว่ามีการใช้ตัวแปรที่ซ้ำซ้อนในองค์ประกอบหรือไม่ หากผลการทดสอบสมมติฐานยอมรับสมมติฐานว่างที่ว่า เมทริกซ์สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของตัวแปรเป็นเมทริกซ์เอกลักษณะ แสดงว่าตัวแปรที่ใช้ในการศึกษาไม่มีความสัมพันธ์กันจึงไม่ควรใช้การวิเคราะห์องค์ประกอบ (Snedecor, George W. and Cochran, William G., 1989.) โดยใช้สถิติทดสอบไคสแควร์ (χ^2) โดยมีสมการดังนี้

$$\chi^2 = - \left((n-1) - \left(\frac{2p-5}{6} \right) \right) \ln |R| \quad (5)$$

โดยที่ χ^2 แทน สถิติไคสแควร์ มีค่าองศาความเป็นอิสระ เท่ากับ $\frac{(p^2 - p)}{2}$, $\ln |R|$ แทน ค่าล็อก

ธรรมชาติของดีเทอร์มิแนนต์ของเมทริกซ์สหสัมพันธ์ R, p แทน จำนวนตัวแปร, n แทน จำนวนตัวอย่างที่นำมาศึกษาการหาค่าดีเทอร์มิแนนต์ R สามารถใช้ค่าไคเอนดังนี้

$$|R| = \prod_{i=1}^p \lambda_i \quad (6)$$

โดยที่ λ_i แทน ค่าไคเอนของตัวแปรที่ i โดยที่ i = 1, 2, ..., p

ขั้นตอนที่ 2 นำปัจจัยที่ผ่านการตรวจสอบความเหมาะสมแล้วมาวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยันอันดับแรกของโมเดลเพื่อตรวจสอบความเที่ยงตรงเชิงโครงสร้างของโมเดลองค์ประกอบ จำนวน 4 องค์ประกอบ

ผลการศึกษา

ตอนที่ 1 ผลการวิเคราะห์สถิติพื้นฐานการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุในเขตอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์

ตารางที่ 5 ค่าสถิติพื้นฐานข้อมูลทั่วไปของผู้สูงอายุในเขตอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์

ตัวแปร	จำนวน (คน)	ร้อยละ	ตัวแปร	จำนวน (คน)	ร้อยละ
เพศ			จำนวนบุตร		
ชาย	346	44.94	1 – 3 คน	362	47.01
หญิง	424	55.06	4 – 6 คน	408	52.99
อายุ			รายได้ต่อปี		
60 – 67 ปี	395	51.30	6,000 – 104,000 บาท	609	79.09
68 – 75 ปี	285	37.01	104,000 – 202,001 บาท	153	19.87
76 – 83 ปี	90	11.69	202,002 – 300,002 บาท	8	1.04
สถานภาพสมรส			พักอาศัยอยู่กับ		
โสด	62	8.05	คนเดียว	132	17.14
สมรส	416	54.03	ลูก หลาน	462	60.00
หม้าย	215	27.92	ญาติพี่น้อง	176	22.86
หย่าร้าง/แยกกันอยู่	77	10.00			

อาชีพ			โรคประจำตัว		
ไม่ได้ประกอบอาชีพ	112	14.54	โรคเบาหวาน	272	35.32
รับจ้าง	182	23.64	โรคความดันโลหิตสูง	238	30.91
เกษตรกร	366	47.53	ปวดข้อปวดกระดูก	180	23.38
ค้าขาย/ธุรกิจส่วนตัว	91	11.82	โรคหัวใจ	62	8.05
ข้าราชการบำนาญ	19	2.47	ไม่มีโรคประจำตัว	18	2.34
รวม	770	100	รวม	770	100

จากตารางที่ 5 พบว่า กลุ่มตัวอย่างผู้สูงอายุในอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์ ส่วนใหญ่เป็นเพศหญิง จำนวน 424 คน คิดเป็นร้อยละ 55.06 มีอายุ 60 - 67 ปี จำนวน 395 คน คิดเป็นร้อยละ 51.30 สถานภาพสมรส จำนวน 416 คน คิดเป็นร้อยละ 54.03 ส่วนใหญ่ประกอบอาชีพเกษตรกร จำนวน 366 คน คิดเป็นร้อยละ 47.53 จำนวนบุตร 4 - 6 คน คิดเป็นร้อยละ 52.99 รายได้ของครอบครัวส่วนใหญ่อยู่ที่ 6,000 - 104,000 บาทต่อปี คิดเป็นร้อยละ 79.09 ผู้สูงอายุในอำเภอชุมตาบงพักอาศัยอยู่กับลูกหลานเป็นส่วนใหญ่ คิดเป็นร้อยละ 60 และมีโรคประจำตัว คือ โรคเบาหวาน รองลงมาคือโรคความดันโลหิตสูง คิดเป็นร้อยละ 35.32 และ 30.91 ตามลำดับ

ตารางที่ 6 ค่าสถิติพื้นฐานการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุในเขตอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์

องค์ประกอบการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ	จำนวน ข้อ	$\bar{X}$	S	Sk	Ku	แปลผล
การรับรู้เกี่ยวกับตนเอง	8	3.40	0.24	-0.48	2.88	ระดับสูง
ลักษณะของตนเอง	12	3.40	0.22	0.46	2.09	ระดับสูง
ความรู้สึกนึกคิดเกี่ยวกับคุณค่า	11	3.27	0.19	-0.32	0.94	ระดับสูง
สถานภาพในสังคม	10	3.43	0.19	-0.51	1.70	ระดับสูง
รวม	41					

ตารางที่ 7 คำอธิบายขององค์ประกอบย่อยการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุในเขตอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์

องค์ประกอบของการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ	คำอธิบาย
การรับรู้เกี่ยวกับตนเอง	การที่ผู้สูงอายุสามารถทำความเข้าใจในตนเองได้ทุกแง่มุม ทั้งมุมกว้างและมุมลึกทั้งส่วนที่ดี และส่วนที่ยังต้องพัฒนา โดยที่ ต้องพยายามทำให้เป็นกลาง ไม่เข้าข้างตนเองมากเกินไป รวมทั้ง สามารถเปิดใจรับฟัง ความคิดเห็นของผู้อื่นเพื่อนำมาพัฒนาตน
ลักษณะของตนเอง	การที่ผู้สูงอายุยอมรับตัวตนของตนเองในส่วนรูปร่างกาย อารมณ์ ความรู้สึกของตนเอง ที่ตนเองสามารถที่จะสังเกตได้ รวมถึงสิ่งที่ เป็นข้อดีและข้อเสียของตนเอง
ความรู้สึกรู้จักคิดเกี่ยวกับคุณค่า	การประเมินตนเองตามความรู้สึกของผู้สูงอายุว่าตนเองเป็นคนที่ มีคุณค่า มีความสามารถ มีความสำคัญ ประสบผลสำเร็จในการทำสิ่ง ต่าง ๆ รวมทั้งการยอมรับการเห็นคุณค่าจากคนในสังคมที่มีต่อตน มีเจตคติที่ดี มีความเชื่อมั่นในตนเอง
สถานภาพในสังคม	การยอมรับตำแหน่งของตนเองในสังคม และรักษาตำแหน่งทาง สังคมให้คงอยู่กับตนเอง รวมทั้งการยอมรับจากสังคม เช่น การเป็น หัวหน้ากลุ่ม หรือ การเป็นสมาชิกของกลุ่ม

ตอนที่ 2 ผลการตรวจสอบข้อตกลงเบื้องต้นและความสัมพันธ์ของตัวแปรในองค์ประกอบเชิงยืนยันการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุในเขตอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์ได้ผลดังนี้

1. การตรวจสอบการแจกแจงเป็นโค้งปกติหลายตัวแปร (Multivariate normal distribution) ของข้อมูลตามข้อตกลงเบื้องต้นก่อนนำไปทดสอบความกลมกลืนของโมเดลการวัดกับข้อมูลเชิงประจักษ์ โดยวิธีความน่าจะเป็นสูงสุด (Maximum likelihood : ML) เนื่องจากการตรวจสอบการแจกแจงเป็นโค้งปกติหลายตัวแปรทำได้ยากจึงตรวจสอบข้อมูลโดยการพิจารณาการแจกแจงของข้อมูลที่ละตัวแปรแทน (Univariate normal distribution) โดยผู้วิจัยได้ดำเนินการตรวจสอบการแจกแจงค่าความเบ้ของข้อมูลควรมีค่าไม่เกิน ± 0.5 ข้อมูลมีการแจกแจงแบบสมมาตร (Bulmer M. G., 1979) ค่าความโด่งควรมีค่าไม่เกิน 3 อธิบายได้ว่าข้อมูลมีการแจกแจงปกติ (Westfall PH, Henning KSS., 2013) เมื่อพิจารณาค่าความเบ้และค่าความโด่งร่วมกันพบว่า ตัวแปรที่สังเกตได้ทุกตัวมีการแจกแจงปกติ ส่วนค่าสถิติพื้นฐาน พบว่า การยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ จำนวนข้อคำถาม 41 ข้อ แบ่งออกเป็นองค์ประกอบย่อย 4 องค์ประกอบ คือ 1) องค์ประกอบด้านการรับรู้เกี่ยวกับตนเอง มีค่าเฉลี่ย ($\bar{X}$) เท่ากับ 3.40 ค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (S) เท่ากับ 0.24 แปลผลได้ว่า มีการรับรู้เกี่ยวกับตนเองอยู่ในระดับสูง 2) องค์ประกอบด้านลักษณะของตนเอง มีค่าเฉลี่ย ($\bar{X}$) เท่ากับ 3.40 ค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (S) เท่ากับ 0.22 แปลผลได้ว่า มีการรับรู้ลักษณะ

ของตนเองอยู่ในระดับสูง 3) องค์ประกอบด้านความรู้สึกรู้สึกนึกคิดเกี่ยวกับคุณค่า มีค่าเฉลี่ย ($\bar{X}$) เท่ากับ 3.27 ค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (S) เท่ากับ 0.19 แปลผลได้ว่า มีความรู้สึกรู้สึกนึกคิดเกี่ยวกับคุณค่าของตนเองอยู่ในระดับสูง และ 4) องค์ประกอบด้านสถานภาพในสังคมมีค่าเฉลี่ย ($\bar{X}$) เท่ากับ 3.43 ค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (S) เท่ากับ 0.19 แปลผลได้ว่า มีสถานภาพในสังคมอยู่ในระดับสูง แสดงดังตารางที่ 6 โดยเกณฑ์การแปลผล ใช้วิธีหาความกว้างอันตรภาคชั้นที่เหมาะสม (บุญชม ศรีสะอาด, 2560)

2. การตรวจสอบความสัมพันธ์ของตัวแปรในแต่ละองค์ประกอบ ดังนี้

2.1 องค์ประกอบด้านการรับรู้เกี่ยวกับตนเอง (Perception) วัดได้จากตัวแปรสังเกตได้ 8 ตัวแปร ผลการวิเคราะห์เมทริกซ์สหสัมพันธ์ของตัวแปรสังเกตได้ทั้ง 8 ตัวแปร พบว่า ค่าสหสัมพันธ์ของตัวแปรทุกคู่ มีค่าแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 และเมทริกซ์สหสัมพันธ์ไม่เป็นเมทริกซ์เอกลักษ์ณ์ แสดงว่า ตัวแปรทั้ง 8 ตัวแปรมีความสัมพันธ์กันเพียงพอที่จะนำมาวิเคราะห์องค์ประกอบต่อไปได้ (KMO = .497, Bartlett's test of sphericity = 170.095, df = 28, Sig = .000) แสดงว่าสามารถนำตัวแปรทุกตัวที่ศึกษามาใช้ในการวิเคราะห์องค์ประกอบได้

2.2 องค์ประกอบด้านลักษณะของตนเอง (Person) วัดได้จากตัวแปรสังเกตได้ 8 ตัวแปร คือ Pers9-Pers20 ผลการวิเคราะห์เมทริกซ์สหสัมพันธ์ของตัวแปรสังเกตได้ทั้ง 12 ตัวแปร พบว่า ค่าสหสัมพันธ์ของตัวแปรทุกคู่ มีค่าแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 และเมทริกซ์สหสัมพันธ์ไม่เป็นเมทริกซ์เอกลักษ์ณ์ แสดงว่า ตัวแปรทั้ง 12 ตัวแปร มีความสัมพันธ์กันเพียงพอที่จะนำมาวิเคราะห์องค์ประกอบต่อไปได้ (KMO = .491, Bartlett's test of sphericity = 230.633, df = 66, p-value = .000) แสดงว่าสามารถนำตัวแปรทุกตัวที่ศึกษามาใช้ในการวิเคราะห์องค์ประกอบได้

2.3 องค์ประกอบด้านความรู้สึกรู้สึกนึกคิดเกี่ยวกับคุณค่า (Value of life) วัดได้จากตัวแปรสังเกตได้ 11 ตัวแปร ผลการวิเคราะห์เมทริกซ์สหสัมพันธ์ของตัวแปรสังเกตได้ทั้ง 11 ตัวแปร พบว่า ค่าสหสัมพันธ์ของตัวแปรทุกคู่ มีค่าแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 และเมทริกซ์สหสัมพันธ์ไม่เป็นเมทริกซ์เอกลักษ์ณ์ แสดงว่า ตัวแปรทั้ง 11 ตัวแปร มีความสัมพันธ์กันเพียงพอที่จะนำมาวิเคราะห์องค์ประกอบต่อไปได้ (KMO = .504, Bartlett's test of sphericity = 197.955, df = 55, Sig = .000) แสดงว่าสามารถนำตัวแปรทุกตัวที่ศึกษามาใช้ในการวิเคราะห์องค์ประกอบได้

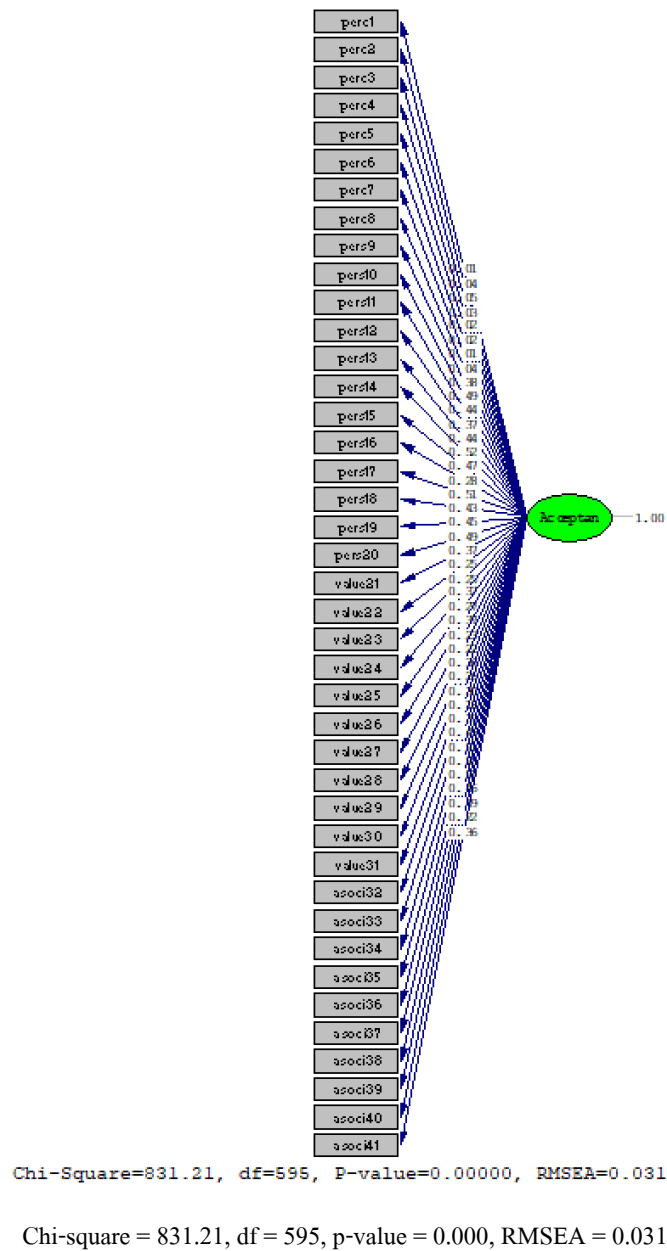
2.4 องค์ประกอบด้านสถานภาพในสังคม (Asocial Status) วัดได้จากตัวแปรสังเกตได้ 10 ตัวแปร ผลการวิเคราะห์เมทริกซ์สหสัมพันธ์ของตัวแปรสังเกตได้ทั้ง 10 ตัวแปร พบว่า ค่าสหสัมพันธ์ของตัวแปรทุกคู่ มีค่าแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 และเมทริกซ์สหสัมพันธ์ไม่เป็นเมทริกซ์เอกลักษ์ณ์ แสดงว่า ตัวแปรทั้ง 10 ตัวแปร มีความสัมพันธ์กันเพียงพอที่จะนำมาวิเคราะห์องค์ประกอบต่อไปได้ (KMO = .495, Bartlett's test of sphericity = 102.772, df = 45, Sig = .000) แสดงว่าสามารถนำตัวแปรทุกตัวที่ศึกษามาใช้ในการวิเคราะห์องค์ประกอบได้

ตอนที่ 3 การวิเคราะห์โมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์

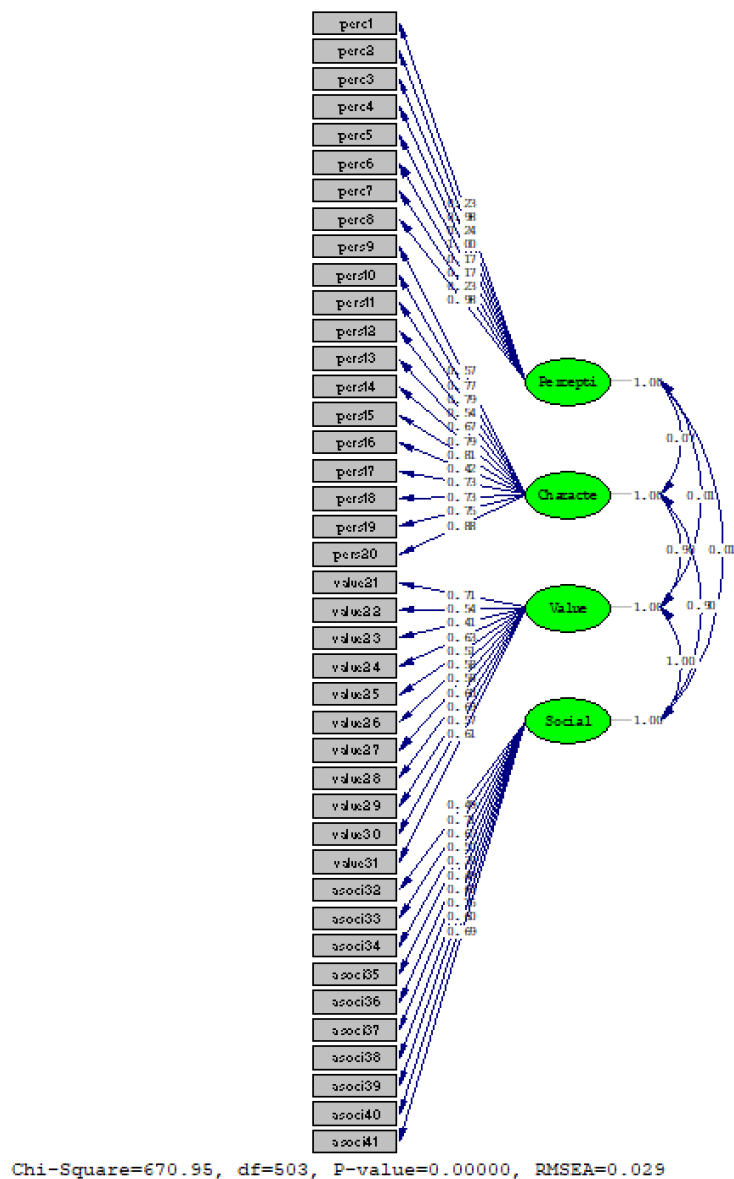
การวิเคราะห์โมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์ จำนวน 3 โมเดล ได้แก่ โมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันเอกรูปการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ (Unidimensional model) โมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันอันดับแรกการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ (Correlated first order factor model) และโมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันอันดับสองการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ (Correlated first order factor model) เพื่อศึกษาความตรงเชิงโครงสร้างตามทฤษฎีของการยอมรับตนเอง และศึกษาโมเดลที่มีความสอดคล้องกลมกลืนกับข้อมูลเชิงประจักษ์ที่สุด เพื่อนำไปใช้เป็นแนวทางในการศึกษาทฤษฎีการยอมรับตนเองรวมไปถึงการศึกษาย่อยต่าง ๆ ที่มีอิทธิพลต่อการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุต่อไป ดังตารางที่ 8 – 9 และภาพที่ 1-3

ตารางที่ 8 ผลการเปรียบเทียบค่าดัชนีภาวะการนำเสนอสถิติของโมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ อำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์

ดัชนีภาวะการนำเสนอ	ค่าที่แสดงภาวะการนำเสนอ	ค่าที่แสดงภาวะการนำเสนอ	ค่าที่แสดงภาวะการนำเสนอ	ค่าที่แสดงภาวะการนำเสนอ
ค่าที่แสดงภาวะการนำเสนอ	ค่าที่แสดงภาวะการนำเสนอ	ค่าที่แสดงภาวะการนำเสนอ	ค่าที่แสดงภาวะการนำเสนอ	ค่าที่แสดงภาวะการนำเสนอ
ค่าที่แสดงภาวะการนำเสนอ	ค่าที่แสดงภาวะการนำเสนอ	ค่าที่แสดงภาวะการนำเสนอ	ค่าที่แสดงภาวะการนำเสนอ	ค่าที่แสดงภาวะการนำเสนอ
ค่าที่แสดงภาวะการนำเสนอ	ค่าที่แสดงภาวะการนำเสนอ	ค่าที่แสดงภาวะการนำเสนอ	ค่าที่แสดงภาวะการนำเสนอ	ค่าที่แสดงภาวะการนำเสนอ
χ^2	$0.01 \leq p \leq 0.05$	831.21 (p = 0.000)	670.95 (p = 0.000)	1911.57 (p = 0.000)
χ^2 / df	$2 < \chi^2 / df \leq 5$	1.40	1.33	3.46
GFI	$0.90 \leq GFI \leq 0.95$	0.91	0.93	0.81
AGFI	$0.85 \leq AGFI \leq 0.95$	0.87	0.87	0.71
CFI	$0.90 \leq CFI \leq 0.97$	0.99	0.99	0.98
NFI	$0.90 \leq NFI \leq 0.95$	0.98	0.98	0.98
RMSEA	$0.05 \leq RMSEA \leq 0.08$	0.031	0.029	0.078
SRMR	$0.01 \leq SRMR \leq 0.05$	0.046	0.045	0.12

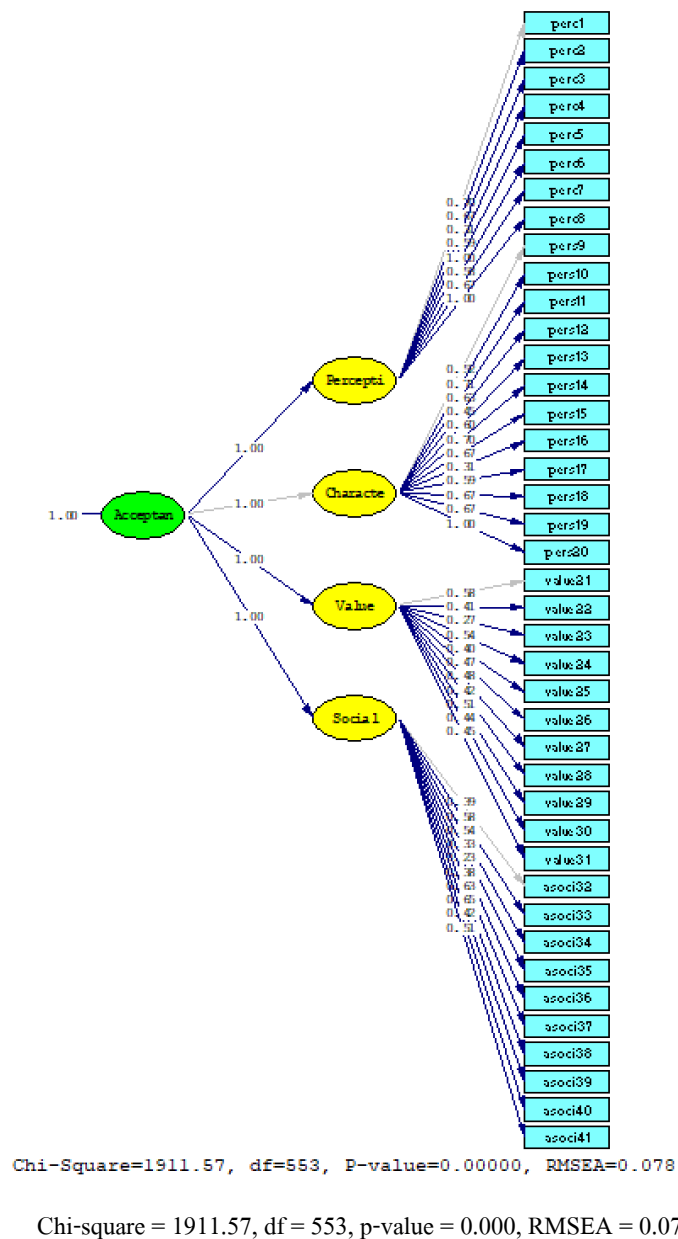


ภาพที่ 1 คำนวณน้ำหนักองค์ประกอบมาตรฐานโมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันอันเอกรูปการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ



Chi-square = 670.95, df = 503, p-value = 0.000, RMSEA = 0.029

ภาพที่ 2 คำนวณค่าประกอบมาตรฐานโมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันอันดับแรกการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ



ภาพที่ 3 คำนวณค่าประกอบมาตรฐานโมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันอันดับสองการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ

ตารางที่ 9 ผลการเปรียบเทียบค่าความเชื่อมั่นของตัวแปรแฝงและค่าเฉลี่ยของความแปรปรวนที่ถูกสกัดได้ของโมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันอันดับแรกการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์

องค์ประกอบการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ	$\rho_c = \frac{(\sum \lambda)^2}{(\sum \lambda)^2 + \sum \theta}$	$\rho_v = \frac{\sum \lambda^2}{\sum \lambda^2 + \sum \theta}$
การรับรู้เกี่ยวกับตนเอง	0.98	0.60
ลักษณะของตนเอง	0.97	0.72
ความรู้สึกนึกคิดเกี่ยวกับคุณค่า	0.96	0.66
สถานภาพในสังคม	0.95	0.67

ตารางที่ 9 ค่าความเชื่อมั่นของตัวแปรแฝง (Construct reliability: ρ_c) แสดงถึง สัดส่วนความแปรปรวนร่วมกันของตัวแปรสังเกตได้ทั้งหมดในตัวแปรแฝงเดียวกัน ควรมีค่ามากกว่า .60 และค่าเฉลี่ยของความแปรปรวนที่ถูกสกัดได้ของโมเดล (Average Variance Extracted: ρ_v) เป็นค่าเฉลี่ยของความแปรปรวนของตัวแปรสังเกตได้ที่อธิบายได้ด้วยตัวแปรแฝงเมื่อเทียบกับความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนในการวัด ควรมีค่ามากกว่า .70 (Hair, Ringle, & Sarstedt, 2011) จากผลการวิเคราะห์โมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันอันดับแรกการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์ ทั้ง 4 องค์ประกอบ มีค่าความเชื่อมั่นของตัวแปรแฝงและค่าเฉลี่ยของความแปรปรวนที่ถูกสกัดได้ของโมเดลผ่านเกณฑ์ แสดงว่า ตัวแปรสังเกตได้แต่ละตัวสามารถอธิบายได้ด้วยตัวแปรแฝงอย่างเป็นเอกภาพ การนิยามตัวแปรแฝงด้วยตัวแปรสังเกตถูกต้องและเชื่อถือได้

สรุปผลการวิจัย

การวิเคราะห์โมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์ จำนวน 3 โมเดล ได้แก่ โมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันเอกรูปการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ (Unidimensional model) โมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันอันดับแรกการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ (Correlated first order factor model) และโมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันอันดับสองการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ (Correlated first order factor model) เพื่อศึกษาความตรงเชิงโครงสร้างตามทฤษฎีของการยอมรับตนเอง และศึกษาโมเดลที่มีความสอดคล้องกลมกลืนกับข้อมูลเชิงประจักษ์ที่สุด จากตารางที่ 8 ค่าดัชนีภาวะสารูปดีของการวิเคราะห์โมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันเอกรูปการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ ประกอบด้วยตัวแปรแฝงการยอมรับตนเอง วัดได้จากตัวแปรสังเกตได้ จำนวน 41 ตัวแปรอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 พบว่าค่า χ^2 มีค่าเท่ากับ 831.21, χ^2 / df มีค่าเท่ากับ 1.40, GFI มีค่าเท่ากับ 0.91, AGFI มีค่าเท่ากับ 0.87, CFI มีค่าเท่ากับ 0.99, NFI มีค่าเท่ากับ 0.98, RMSEA มีค่าเท่ากับ 0.031, SRMR มีค่าเท่ากับ 0.046 โมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันอันดับแรกการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ ประกอบด้วยตัวแปรแฝง จำนวน 4 ตัวแปรแฝง คือ การรับรู้เกี่ยวกับตนเอง ลักษณะของตนเอง ความรู้สึกนึกคิดเกี่ยวกับคุณค่า และสถานภาพในสังคม ในแต่ละตัวแปรแฝงวัดได้จากตัวแปรสังเกตได้อย่างมี

นัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 จำนวน 8, 12, 11 และ 10 ตัวแปรตามลำดับ พบว่าค่า χ^2 มีค่าเท่ากับ 670.95, χ^2 / df มีค่าเท่ากับ 1.33, GFI มีค่าเท่ากับ 0.93, AGFI มีค่าเท่ากับ 0.87, CFI มีค่าเท่ากับ 0.99, NFI มีค่าเท่ากับ 0.98, RMSEA มีค่าเท่ากับ 0.029, SRMR มีค่าเท่ากับ 0.045 และ โมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันอันดับสองการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ ประกอบด้วยตัวแปรแฝงด้านการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุ วัดได้จากตัวแปรแฝงจำนวน 4 ตัวแปร คือ การรับรู้เกี่ยวกับตนเอง ลักษณะของตนเอง ความรู้สึกนึกคิดเกี่ยวกับคุณค่า และสถานภาพในสังคม อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 พบว่าค่า χ^2 มีค่าเท่ากับ 1911.57, χ^2 / df มีค่าเท่ากับ 3.46, GFI มีค่าเท่ากับ 0.81, AGFI มีค่าเท่ากับ 0.71, CFI มีค่าเท่ากับ 0.98, NFI มีค่าเท่ากับ 0.98, RMSEA มีค่าเท่ากับ 0.078, SRMR มีค่าเท่ากับ 0.12 ผลการวิเคราะห์โมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันอันดับสองการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์ แสดงให้เห็นว่าการศึกษาการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์ ควรใช้โมเดลองค์ประกอบเชิงยืนยันอันดับแรกการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุในการศึกษาความตรงเชิงโครงสร้างตามทฤษฎีของการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุและสร้างเครื่องมือวัดการยอมรับตนเองที่สอดคล้องโดยต้องมีองค์ประกอบทั้ง 4 องค์ประกอบให้ครบถ้วน ซึ่งประกอบด้วย การรับรู้เกี่ยวกับตนเอง ลักษณะของตนเอง ความรู้สึกนึกคิดเกี่ยวกับคุณค่า และสถานภาพในสังคม ในแต่ละตัวแปรแฝงวัดได้จากตัวแปรสังเกตได้อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 และความเชื่อมั่นตัวแปรสังเกตได้แต่ละตัวสามารถอธิบายได้ด้วยตัวแปรแฝงอย่างเป็นเอกภาพ การนิยามตัวแปรแฝงด้วยตัวแปรสังเกตถูกต้องและเชื่อถือได้ เพื่อให้ได้ผลการศึกษาการยอมรับตนเองของผู้สูงอายุที่น่าเชื่อถือเป็นตัวแทนที่ดี และสอดคล้องกับข้อมูลที่เกิดขึ้นจริงในการนำไปเป็นแนวทางในการพัฒนาหรือส่งเสริมกิจกรรมต่าง ๆ ในชุมชนสำหรับผู้สูงอายุต่อไป

อภิปรายผลการวิจัย

ผลจากการศึกษาความตรงเชิงโครงสร้าง ด้านการรับรู้เกี่ยวกับตนเอง พบว่า ผู้สูงอายุส่วนใหญ่มีการยอมรับตนเองด้านการรับรู้เกี่ยวกับตนเองโดยรวมอยู่ในระดับสูง ($\bar{X} = 3.40$, $S = 0.24$) เนื่องจากผู้สูงอายุในอำเภอชุมตาบง จังหวัดนครสวรรค์ สามารถทำความเข้าใจในตนเองได้ทั้งส่วนที่ดี และส่วนที่ยังต้องพัฒนาในเรื่องต่าง ๆ พยายามไม่เข้าข้างตนเองมากเกินไป รู้ว่าตนเองมีความสามารถในการทำอะไรได้และทำอะไรไม่ได้ อีกทั้งยังเปิดใจรับฟังความคิดเห็นของผู้อื่นเพื่อนำมาพัฒนาตนเองได้เสมอ มีการเข้าร่วมอบรมหรือประชุมกับท้องถิ่นเพื่อเพิ่มเติมความรู้ความสามารถของตนเอง ด้านลักษณะของตนเองโดยรวมอยู่ในระดับสูง ($\bar{X} = 3.40$, $S = 0.22$) ผู้สูงอายุมีการยอมรับตัวตนของตนเองในด้านการเปลี่ยนแปลงของร่างกาย อารมณ์ และความรู้สึกของตนเอง ยอมรับว่าตนเองทำงานได้น้อยลง มีอารมณ์ความรู้สึกที่แปรปรวน จินตนาการและสะท้อนใจได้ง่ายเมื่อมีเรื่องมากระทบจิตใจ โดยเฉพาะกับคนในครอบครัว และต้องประพฤติดนให้เป็นแบบอย่างและเป็นผู้อาวุโสในครอบครัว ด้านความรู้สึกนึกคิดเกี่ยวกับคุณค่า โดยรวมอยู่ในระดับสูง ($\bar{X} = 3.27$, $S = 0.19$) ผู้สูงอายุมีการประเมินตนเองตามความรู้สึกของผู้สูงอายุว่าตนเองเป็นคนที่มีคุณค่า มีความสามารถ มีความสำคัญ ประสบผลสำเร็จในการทำสิ่งต่าง ๆ รู้จักยอมรับ

ตนเองหากเกิดความผิดพลาดหรือถูกตำหนิจากบุคคลอื่น รวมถึงรู้จักยอมรับวิถีชีวิตที่เกิดขึ้นกับตนทั้งการทำงานและความต้องการต่าง ๆ และด้านสถานภาพในสังคมโดยรวมอยู่ในระดับสูง ($\bar{X} = 3.43$, $S = 0.19$) ผู้สูงอายุส่วนใหญ่มีการยอมรับด้านสถานภาพในสังคม ผู้สูงอายุรู้จักและยอมรับตำแหน่งของตนเองในครอบครัว รู้จักและเข้าใจครอบครัวเนื่องจากการย้ายถิ่นฐาน ที่ทำมาหากินของสมาชิกในครอบครัว รวมทั้งการยอมรับจากสังคม เช่น การเป็นหัวหน้ากลุ่ม หรือ การเป็นสมาชิกของกลุ่ม

กิตติกรรมประกาศ

งานวิจัยนี้สำเร็จได้ด้วยความกรุณาจากคณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยราชภัฏนครสวรรค์ที่ให้ทุนสนับสนุนงานวิจัยในครั้งนี้จนเสร็จสมบูรณ์ ผู้วิจัยขอขอบพระคุณเป็นอย่างสูงไว้ ณ โอกาสนี้

เอกสารอ้างอิง

- Academic office Secretariat of the House of Representatives. (2018). *Academic Focus*. https://library2.parliament.go.th/ejournal/content_af/2561/jul2561-1.pdf (in Thai)
- Bulmer, M. G. (1979). *Principles of Statistics*. (2nd ed.). Dover Publications Inc.
- Hair, C., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2011). PLS-SEM: Indeed as silver bullet. *Journal of Marketing Theory and Practice*, 19, 139–151.
- Kaiser, H. F., & Rice, J. (1974). Little Jiffy, Mark IV. *Educational and Psychological Measurement*, 34, 111-117.
- National Statistical Office. (2016). *Sampling techniques and estimation*.
<http://service.nso.go.th/nso/nsopublish/Toneminute/files/55/A3-16.pdf>
- National Statistical Office. (2019). *Population from register Classified by age category by district*.
http://webhost.nso.go.th/nso/project/search/result_by_department.jsp
- Ngarmyarn, A. (2011). The Yamane's formula. *Thammasat Business Administration Journal*, 34(131), 46 – 60. (in Thai)
- Phosriwungchai, P. (2019). *Thai family in the era little born have a stand choice and disadvantage*.
<https://www.the101.world/thai-family-report/>
- Robinson, J. P., Shaver, P. R. & Wrightsman, L. S. (1991). *Measure of Personality and Social Psychological Attitude*. (1st ed.). Academic press. INC.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2004). *A beginner's guide to structural equation Modeling*. (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates.

Sirawattana, C. (2013). Self-Acceptance, Family Relationship, Community Participation and Quality of Life of the Elderly at Dindaeng Housing Community in Bangkok Metropolitan [Unpublished master's thesis].

Kasetsart University. (in Thai)

Srisa-ard, B. (2017). *Basic Research*. (10th ed.). Suweeriyasan.

Snedecor, G. W., & Cochran, W. G. (1989). *Statistical Methods*. (8th ed.), Iowa State University Press.

Westfall, P. H., & Henning, K. S. S. (2013). *Understanding Advanced Statistical Methods*. (1st ed.). Chapman & Hall/CRC.

Research Article

แผนภูมิควบคุมผสมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเลขชี้กำลัง-ทูลีย์ ปรับปรุงซินเดอติกที่เหมาะสมเพื่อตรวจจับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ย ของกระบวนการสมมาตร

A mixed exponentially weighted moving average - optimal synthetic modified Tukey's control chart for monitoring a symmetric process mean

อุทิศ ย่องแสง¹ ชนาพันธุ์ ชนาเนตร¹ และ เสาวณิต สุขภารังษี^{1*}

Utitt Yongsang¹, Chanaphun Chanant¹ and Saowanit Sukparungsee^{1*}

¹ภาควิชาสถิติประยุกต์ คณะวิทยาศาสตร์ประยุกต์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ บางซื่อ กรุงเทพฯ 10800 ประเทศไทย

¹Department of Applied Statistics, Faculty of Applied Science, King Mongkut's University of Technology North Bangkok, Bangsue, Bangkok 10800, Thailand

*E-mail: saowanit.s@sci.kmutnb.ac.th

Received: 24/01/2021; Revised: 14/04/2021; Accepted: 17/04/2021

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อเสนอแผนภูมิควบคุมผสมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเลขชี้กำลัง-ทูลีย์ปรับปรุงซินเดอติกที่เหมาะสม (EWMA-OSMTC) เพื่อตรวจจับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยของกระบวนการเมื่อกระบวนการมีการแจกแจงแบบสมมาตร และเปรียบเทียบประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงระหว่างแผนภูมิควบคุมของทูลีย์ (TCC) แผนภูมิควบคุมของทูลีย์ซินเดอติกที่เหมาะสม (OSTC) แผนภูมิควบคุมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเลขชี้กำลัง-ทูลีย์ปรับปรุง (EWMA-MTCC) และแผนภูมิควบคุมผสมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเลขชี้กำลัง-ทูลีย์ปรับปรุงซินเดอติกที่เหมาะสม (EWMA-OSMTC) โดยประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงของแผนภูมิควบคุมวัดจากค่าความยาวรันเฉลี่ย (Average Run Length: ARL) กำหนดให้ค่าความยาวรันเฉลี่ยเมื่อกระบวนการอยู่ภายใต้การควบคุม (In Control Average Run Length: ARL_0) มีค่าเท่ากับ 370 การประมาณค่า ARL ได้จากวิธีการจำลองแบบมอนติคาร์โลพบว่าแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTC มีประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยของกระบวนการได้ดีกว่าแผนภูมิควบคุม TCC แผนภูมิควบคุม OSTC และแผนภูมิควบคุม EWMA-MTCC ทุกกระดับการเปลี่ยนแปลง

คำสำคัญ: แผนภูมิควบคุมของทุคีย์, แผนภูมิควบคุมของทุคีย์ซินเดอติกที่เหมาะสม, แผนภูมิควบคุมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเลขชี้กำลัง-ทุคีย์ปรับปรุง, แผนภูมิควบคุมผสมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเลขชี้กำลัง-ทุคีย์ปรับปรุงซินเดอติกที่เหมาะสม, วิธีการจำลองแบบมอนติคาร์โล, ค่าความยาวรันเฉลี่ย

Abstract

The objective of this research is to propose A Mixed Exponentially Weighted Moving Average - Optimal Synthetic modified Tukey's control chart (EWMA-OSMTC) for detecting process mean, when the process is symmetric distributions. And compared The performance of Tukey's control chart (TCC), Optimal Synthetic Tukey's control chart (OSTC), Exponentially Weighted Moving Average – Modified Tukey's control chart (EWMA-MTCC) and A Mixed Exponentially Weighted Moving Average - Optimal Synthetic Modified Tukey's control chart (EWMA-OSMTC). The performance of control charts is measured by the Average Run Length (ARL). The in control Average Run Length (ARL_0) is given to 370. In order to approximate ARL, the Monte Carlo simulation method. The results found that EWMA-OSMTC control chart is more efficient to detect shifts of the process mean than TCC, OSTC and EWMA-MTCC control chart for all magnitudes of change.

Keywords: Tukey's control chart, Optimal Synthetic Tukey's control chart, Exponentially Weighted Moving Average – Modified Tukey's control chart, A Mixed Exponentially Weighted Moving Average – Modified Optimal Synthetic Tukey's control chart, Monte Carlo simulation, Average Run Length

บทนำ

ในปัจจุบันการควบคุมคุณภาพของผลิตภัณฑ์มีความสำคัญมากทางอุตสาหกรรมการผลิตเบื้องต้นเพื่อให้ผลิตภัณฑ์มีคุณภาพและได้รับความเชื่อถือจากผู้บริโภคดังนั้นจึงมีการคิดค้นเครื่องมือในการควบคุมคุณภาพกันอย่างแพร่หลายและหนึ่งในเครื่องมือที่ได้รับความนิยม และใช้กันมากในอุตสาหกรรม คือ แผนภูมิควบคุม (Control Chart) โดย Shewhart (1931) ได้พัฒนาแผนภูมิควบคุมขึ้นเป็นครั้งแรกเพื่อตรวจจับการเปลี่ยนแปลงที่เกิดขึ้นในกระบวนการผลิต ซึ่งแผนภูมิควบคุมจะอาศัยหลักการทางสถิติเข้ามาประยุกต์ใช้และสามารถจัดแบ่งแผนภูมิควบคุมออกเป็น 2 ประเภทคือ แผนภูมิควบคุมเชิงผันแปร (Control Charts for Variables) เช่น แผนภูมิควบคุมพิสัย (R Chart) แผนภูมิควบคุมค่าเฉลี่ย ($\bar{X}$ Chart) แผนภูมิควบคุมพิสัยเคลื่อนที่ (MR Chart) แผนภูมิควบคุมค่าการกระจาย (S Chart) เป็นต้น และแผนภูมิควบคุมเชิงคุณลักษณะ (Control Charts for Attributes) เช่น แผนภูมิควบคุมจำนวนผลิตภัณฑ์เสีย (np Chart) แผนภูมิควบคุมจำนวนข้อบกพร่องต่อหน่วย (c Chart) และแผนภูมิควบคุมสัดส่วนผลิตภัณฑ์เสีย (p Chart) เป็นต้น

แผนภูมิควบคุมซัวร์ฮาร์ตสามารถตรวจจับการเปลี่ยนแปลงของค่าเฉลี่ยเมื่อกระบวนการมีการเปลี่ยนแปลงขนาดใหญ่ ($\delta > 1.5\sigma$) เนื่องจากแผนภูมิควบคุมซัวร์ฮาร์ตไม่ได้ให้ความสำคัญกับข้อมูลในอดีต (Memoryless) และบางครั้งข้อมูลการผลิตที่เก็บรวบรวมมาอาจจะไม่ได้มีการแจกแจงแบบปกติจึงทำให้แผนภูมิซัวร์ฮาร์ตไม่เหมาะสมเนื่องจากมีคุณภาพต่ำในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงที่มีขนาดเล็กและจำเป็นต้องทราบการแจกแจงของข้อมูลการผลิตเพราะต้องอาศัยค่าพารามิเตอร์ของกระบวนการ จึงมีผู้คิดค้นและพัฒนาแผนภูมิควบคุมที่สามารถแก้ไขข้อบกพร่อง

ของแผนภูมิควบคุมซิวฮาร์ตกัน ต่อมา Roberts(1959) ได้นำเสนอแผนภูมิควบคุมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเลขชี้กำลัง (Exponentially Weighted Moving Average Control Chart: EWMA) ซึ่งเป็นแผนภูมิควบคุมที่ให้ความสำคัญกับข้อมูลในอดีตโดยการนำเอาข้อมูลตลอดช่วงระยะเวลาของการเก็บรวบรวมข้อมูลมาใช้เพื่อประกอบการตัดสินใจพบว่าแผนภูมิควบคุม EWMA มีประสิทธิภาพดีกว่าแผนภูมิควบคุมซิวฮาร์ตเมื่อมีการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยกระบวนการขนาดเล็ก ($\delta \leq 1.5\sigma$) และ Sukparungsee(2012) อ้างถึง Torng & Lee (2008) ศึกษาความแกร่งของแผนภูมิควบคุมทูกีย์ (Tukey's Control Charts: TCC) สำหรับการแจกแจงปกติ และการแจกแจงไม่ปกติซึ่งพบว่าแผนภูมิ TCC มีความสามารถในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยของกระบวนการที่มีขนาดใหญ่ได้ดีกว่าแผนภูมิควบคุมซิวฮาร์ต และแผนภูมิควบคุม EWMA ในปี ค.ศ.2017 Mongkoltawat et al. (2017) ได้นำเสนอแผนภูมิค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเลขชี้กำลัง-ทูกีย์ (Exponentially Weighted Moving Average-Tukey Control Chart: EWMA-TCC) ซึ่งเป็นแผนภูมิควบคุมที่มีประสิทธิภาพเหนือกว่าแผนภูมิ TCC ในทุกกรณีที่ทำการศึกษา และในปี ค.ศ.2019 Muhammad Ali Raza et al. (2019) ได้นำเสนอแผนภูมิควบคุมของทูกีย์ซินเดอติกที่เหมาะสม (Optimal Synthetic Tukey's Control Chart: OSTC) สำหรับการเปลี่ยนแปลงของค่าเฉลี่ยของกระบวนการที่มีการแจกแจงสมมาตร และแผนภูมิควบคุมทูกีย์ปรับปรุงซินเดอติกที่เหมาะสม (Optimal Synthetic Modified Tukey's Control Chart: OSMTC) สำหรับการแจกแจงแบบไม่สมมาตร ซึ่งพบว่าแผนภูมิควบคุม OSTC และ OSMTC มีประสิทธิภาพดีกว่าแผนภูมิควบคุม TCC และ MTCC

ในงานวิจัยนี้ได้นำเสนอแผนภูมิควบคุมใหม่ที่มีชื่อว่า “แผนภูมิควบคุมผสมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเลขชี้กำลัง-ทูกีย์ปรับปรุงซินเดอติกที่เหมาะสม (EWMA-OSMTC) เพื่อตรวจจับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยของกระบวนการสมมาตร” และทำการเปรียบเทียบประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยของกระบวนการระหว่างแผนภูมิควบคุม TCC, OSTC, EWMA-MTCC และแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTC จากค่าความยาวรันเฉลี่ย (Average Run Length: ARL) เมื่อกระบวนการไม่อยู่ภายใต้การควบคุม (ARL_1) โดยการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงพิจารณาจากค่า (ARL_1) ที่ต่ำสุด

วิธีการทดลอง

ในงานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อเสนอแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTC ที่สามารถตรวจจับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยที่มีขนาดเล็กได้ดีเมื่อกระบวนการแจกแจงสมมาตร และทำการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของแผนภูมิควบคุมที่นำเสนอกับแผนภูมิควบคุมของทูกีย์ (Tukey's Control Chart: TCC) แผนภูมิควบคุมควบคุมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเลขชี้กำลัง-ทูกีย์ปรับปรุง (Exponentially Weighted Moving Average –Modified Tukey's Control Chart: EWMA-MTCC) และแผนภูมิควบคุมของทูกีย์ซินเดอติกที่เหมาะสม (Optimal Synthetic Tukey's Control Chart : OSTC) ภายใต้การแจกแจงสมมาตร 3 การแจกแจง คือ การแจกแจงปกติ (Normal(0,1)) การแจกแจงไวบูล (Weibull(3.5,1)) และการแจกแจงลาปลาซ (Laplace(1,1)) โดยพิจารณาประสิทธิภาพของแผนภูมิควบคุมจากค่าความยาวรันเฉลี่ยเมื่อกระบวนการผลิตไม่อยู่ภายใต้การควบคุม (ARL_1) โดยทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้องมีรายละเอียดดังนี้

2.1 การแจกแจงที่ทำการศึกษา

2.1.1 การแจกแจงปกติ (Normal distribution)

จะเรียกตัวแปรสุ่ม X ว่ามีการแจกแจงปกติที่มีค่าพารามิเตอร์เป็น (μ, σ^2) ถ้าฟังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็นของ X เขียนได้ดังสมการ (1)

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (1)$$

เมื่อ μ คือ พารามิเตอร์ค่าเฉลี่ยของตัวแปรสุ่ม X
 σ^2 คือ พารามิเตอร์ความแปรปรวนของตัวแปรสุ่ม X
 π คือ ค่าคงที่มีค่าประมาณ 3.1415

2.1.2 การแจกแจงไวบูลล์ (Weibull distribution)

ตัวแปรสุ่ม X จะมีการแจกแจงแบบไวบูลล์ด้วยพารามิเตอร์ (α, β) ฟังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็นของ X เขียนได้ดังสมการ (2)

$$f(x) = \frac{\alpha}{\beta^\alpha} x^{\alpha-1} e^{-\left(\frac{x}{\beta}\right)^\alpha} \quad (2)$$

เมื่อ α คือ ค่าพารามิเตอร์แสดงถึงรูปร่าง (Shape) โดย $\alpha > 0$
 β คือ ค่าพารามิเตอร์แสดงถึงตำแหน่ง (Scale) โดย $\beta > 0$
 e คือ ค่าคงที่มีค่าประมาณ 2.7182

2.1.3 การแจกแจงลาปลาซ (Laplace distribution)

ตัวแปรสุ่ม X จะมีการแจกแจงแบบลาปลาซด้วยพารามิเตอร์ (θ, b) ฟังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็นของ X เขียนได้ดังสมการ (3)

$$f(x) = \frac{1}{2b} e^{-\frac{|x-\theta|}{b}} \quad (3)$$

เมื่อ θ คือ ค่าพารามิเตอร์แสดงถึงตำแหน่ง (Scale)
 b คือ ค่าพารามิเตอร์แสดงถึงรูปร่าง (Shape) โดย $b > 0$

2.2 แผนภูมิควบคุม

2.2.1 แผนภูมิควบคุมของทุคีย์ (Tukey's Control Chart: TCC) ซึ่งเป็นแผนภูมิแบบไม่อิงพารามิเตอร์ เมื่อไม่ทราบว่าคุณสมบัติการแจกแจงแบบใด ๆ หรือมีขนาดตัวอย่างย่อย (n) เท่ากับ 1 มีขีดจำกัดควบคุมดังสมการที่ (4)

$$\begin{aligned} UCL &= Q_3 + K_1(IQR) \\ LCL &= Q_1 - K_1(IQR) \end{aligned} \quad (4)$$

- เมื่อ Q_1 คือ ค่าของควอร์ไทล์ที่ 1 ของค่าสังเกต
 Q_3 คือ ค่าของควอร์ไทล์ที่ 3 ของค่าสังเกต
 IQR คือ ค่าพิสัยของควอร์ไทล์ ($Q_3 - Q_1$)
 K_1 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของขีดจำกัดของแผนภูมิควบคุม TCC

2.2.2 แผนภูมิควบคุมควบคุมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเลขชี้กำลัง-ทูลีย์ปรับปรุง (Exponentially Weighted Moving Average – Modified Tukey’s Control Chart: EWMA-MTCC) เป็นแผนภูมิควบคุมไม่อิงพารามิเตอร์ที่นำแผนภูมิควบคุม EWMA รวมกับแผนภูมิควบคุม MTCC โดยตัวสถิติเป็นของแผนภูมิควบคุม EWMA แสดงได้ดังสมการที่ (5)

$$Z_i = \lambda X_i + (1 - \lambda)Z_{i-1} ; i = 1, 2, 3, \dots \quad (5)$$

- เมื่อ Z_i คือ ตัวสถิติ EWMA ณ เวลา i เมื่อกำหนด $Z_0 = \mu_0$
 X_i คือ ค่าสังเกต ณ เวลา i
 λ คือ ค่าถ่วงน้ำหนักของตัวสถิติ EWMA โดย $0 < \lambda \leq 1$

ขีดจำกัดควบคุมแผนภูมิค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเลขชี้กำลัง-ทูลีย์ปรับปรุง (EWMA-MTCC) สามารถเขียนได้ดังสมการที่ (6)

$$\begin{aligned} UCL &= Q_3 + 2K_2 \times R_2 \times F_2^W \times \sqrt{\frac{\lambda}{2 - \lambda}} \\ LCL &= Q_1 - 2K_2 \times R_1 \times F_1^W \times \sqrt{\frac{\lambda}{2 - \lambda}} \end{aligned} \quad (6)$$

- เมื่อ W คือ ค่าคงที่ในการปรับความเบ้ของกระบวนการ
 R_1 คือ ค่าผลต่างของควอร์ไทล์ที่ 2 และ ควอร์ไทล์ที่ 1 โดย ($Q_2 - Q_1$)
 R_2 คือ ค่าผลต่างของควอร์ไทล์ที่ 3 และ ควอร์ไทล์ที่ 2 โดย ($Q_3 - Q_2$)
 F_1, F_2 คือ ค่าระดับความเบ้ของกระบวนการ โดย $F_1 = 1 + \left[\frac{R_1 - R_2}{R_1 + R_2} \right]$ และ $F_2 = 1 + \left[\frac{R_2 - R_1}{R_1 + R_2} \right]$
 K_2 คือ สัมประสิทธิ์ของขีดจำกัดควบคุมของแผนภูมิควบคุม EWMA-MTCC

2.2.3 แผนภูมิควบคุมของทูลีย์ซินเดอติกที่เหมาะสม (Optimal Synthetic Tukey’s Control Chart: OSTC) เป็นการนำแผนภูมิควบคุม TCC มาหาค่าความยาวรันเฉลี่ย (Average Run Length: ARL) โดยวิธีการซินเดอติกที่เหมาะสมเพื่อตรวจจับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยของกระบวนการที่มีการแจกแจงแบบสมมาตรสามารถศึกษารายละเอียดจาก Muhammad Ali Raza et al. (2019) โดยที่ขีดจำกัดควบคุมของ OSTC สามารถเขียนได้ดังสมการที่ (7)

$$\begin{aligned} UCL &= Q_3 + K_3 (IQR) \\ LCL &= Q_1 - K_3 (IQR) \end{aligned} \quad (7)$$

เมื่อ K_3 คือ สัมประสิทธิ์ของขีดจำกัดของแผนภูมิควบคุม OSTC

2.2.4 แผนภูมิควบคุมผสมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเลขชี้กำลัง-ทูลิช์ปรับปรุงซินเดอติกที่เหมาะสม (EWMA-OSMTC) เพื่อตรวจจับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยของกระบวนการสมมาตรเป็นการนำแผนภูมิควบคุม EWMA มารวมกับแผนภูมิควบคุม OSMTC โดยตัวสถิติเป็นของแผนภูมิควบคุม EWMA สามารถเขียนขีดจำกัดควบคุมของ EWMA-OSMTC ได้ดังสมการ (8)

$$\begin{aligned} UCL &= Q_3 + 2K_4 \times R_2 \times F_2^w \times \sqrt{\frac{\lambda}{2-\lambda}} \\ LCL &= Q_1 - 2K_4 \times R_1 \times F_1^w \times \sqrt{\frac{\lambda}{2-\lambda}} \end{aligned} \quad (8)$$

เมื่อ K_4 คือ สัมประสิทธิ์ของขีดจำกัดของแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTC

2.3 ความยาวรันเฉลี่ย (Average Run Length: ARL)

ค่าความยาวรันเฉลี่ย (Average Run Length: ARL) คือ จำนวนตัวอย่างเฉลี่ยของค่าสังเกตที่ตกในขีดจำกัดควบคุมก่อนกระบวนการจะส่งสัญญาณการออกนอกขีดจำกัดควบคุมเป็นครั้งแรก ซึ่งแบ่งเป็น 2 กรณี สามารถศึกษารายละเอียดได้จาก Muhammad Ali Raza et al. (2019)

กรณี 1 ค่าความยาวรันเฉลี่ยเมื่อกระบวนการอยู่ภายใต้การควบคุม (ARL_0) โดยมีสูตรการคำนวณดังสมการ (9)

$$ARL_0 = \frac{1}{1-P_0} \times \frac{1}{1-(P_0)^L} \quad (9)$$

เมื่อ P_0 คือ ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดประเภทที่ 1 หมายถึง ค่าความน่าจะเป็นที่จะพบว่ากระบวนการออกนอกขีดจำกัดควบคุม (out-of-control) เมื่อกระบวนการไม่เกิดการเปลี่ยนแปลง และค่า ARL_0 ต้องมีค่าสูงมากพอ

L คือ จำนวนเต็มในการปรับค่าความยาวรันเฉลี่ย

กรณี 2 ค่าความยาวรันเฉลี่ยเมื่อกระบวนการไม่อยู่ภายใต้การควบคุม (ARL_1) มีสูตรการคำนวณดังสมการ (10)

$$ARL_1 = \frac{1}{1-P_1} \times \frac{1}{1-(P_1)^L} \quad (10)$$

เมื่อ P_1 คือ ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดประเภทที่ 2 หมายถึง ค่าความน่าจะเป็นที่จะพบว่ากระบวนการอยู่ในขีดจำกัดควบคุม (in-control) เมื่อกระบวนการเกิดการเปลี่ยนแปลง โดยแผนภูมิควบคุมที่มีประสิทธิภาพในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงของกระบวนการที่ดี คือ แผนภูมิควบคุมที่ให้ค่า ARL_1 ต่ำ

2.4 การจำลองแบบมอนติคาร์โล (Monte Carlo simulation)

งานวิจัยนี้ประมาณค่า ARL ด้วยวิธีการจำลองแบบมอนติคาร์โล (Monte Carlo simulation) โดยเทคนิคการจำลองเป็นวิธีที่นำมาใช้เมื่อไม่สามารถหาสูตรสำเร็จได้ วิธีการจำลองแบบมอนติคาร์โลสามารถหาได้ตามสมการที่ (11)

$$ARL = \frac{\sum_{t=1}^M RL_t}{M} \quad (11)$$

เมื่อ RL_t คือ จำนวนตัวอย่างที่ถูกตรวจสอบจนกระทั่งพบว่ามีกระบวนการออกนอกขีดจำกัดในการจำลองข้อมูลรอบที่ t

M คือ จำนวนรอบการทำซ้ำในการจำลอง

ผลและวิจารณ์ผลการทดลอง

จากการวิจัยทำการแสดงค่า K_4 และ L ที่เหมาะสมของแผนภูมิควบคุมที่นำเสนอ EWMA-OSMTC และเปรียบเทียบประสิทธิภาพของแผนภูมิควบคุมที่นำเสนอ กับแผนภูมิควบคุม TCC, EWMA-MTCC และ OSTC ภายใต้การแจกแจงแบบสมมาตร 3 การแจกแจง คือ การแจกแจงปกติ (Normal(0,1)) การแจกแจงไวบูลล์ (Weibull(3.5,1)) และการแจกแจงลาปลาซ (Laplace(1,1)) โดยใช้โปรแกรม R ในการจำลองข้อมูล ซึ่งการจำลองข้อมูลจะใช้เทคนิคการจำลองมอนติคาร์โล ซึ่งเกณฑ์ในการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของแผนภูมิควบคุมจะพิจารณาจากค่าความยาวรันเฉลี่ย เมื่อกระบวนการผลิตไม่อยู่ภายใต้การควบคุม (ARL_1) ถ้าแผนภูมิควบคุมใดให้ค่า ARL_1 น้อยสุดแสดงว่าแผนภูมิควบคุมนั้นมีประสิทธิภาพมากที่สุดโดยมีรายละเอียดดังนี้

3.1 ขั้นตอนการกำหนดค่าความยาวรันเฉลี่ยและค่าที่สำหรับแผนภูมิควบคุม

- กำหนดค่าถ่วงน้ำหนัก (λ) ของแผนภูมิควบคุม EWMA-MTCC และ EWMA-OSMTC เท่ากับ ($\lambda=0.2$)
- กำหนดค่าถ่วงน้ำหนักสำหรับปรับค่าความเบ้ (W) ของแผนภูมิควบคุม EWMA-MTCC และ EWMA-OSMTC เท่ากับ ($W=3$)
- กำหนดระดับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยของกระบวนการ δ เท่ากับ 0.10, 0.15, 0.25, 0.5 สำหรับการแจกแจงปกติ Normal(0,1) และ δ เท่ากับ 0.01, 0.05, 0.07, 0.10 สำหรับการแจกแจงไวบูลล์ Weibull(3.5,1) และ δ เท่ากับ 0.10, 0.2, 0.5, 0.7 สำหรับการแจกแจงลาปลาซ Laplace(1,1) โดยเลือกกำหนดระดับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ย δ สำหรับแต่ละการแจกแจงไม่เท่ากันเนื่องจากการแจกแจงที่แตกต่างกันเมื่อใช้ระดับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยเดียวกันแล้วส่งผลให้ค่า (ARL_1) แต่ละระดับการเปลี่ยนแปลงไม่ได้แตกต่างกันมากจนสามารถพิจารณาได้ชัดเจน
- กำหนดความยาวรันเฉลี่ยเมื่อกระบวนการอยู่ภายใต้การควบคุม (ARL_0) เท่ากับ 370

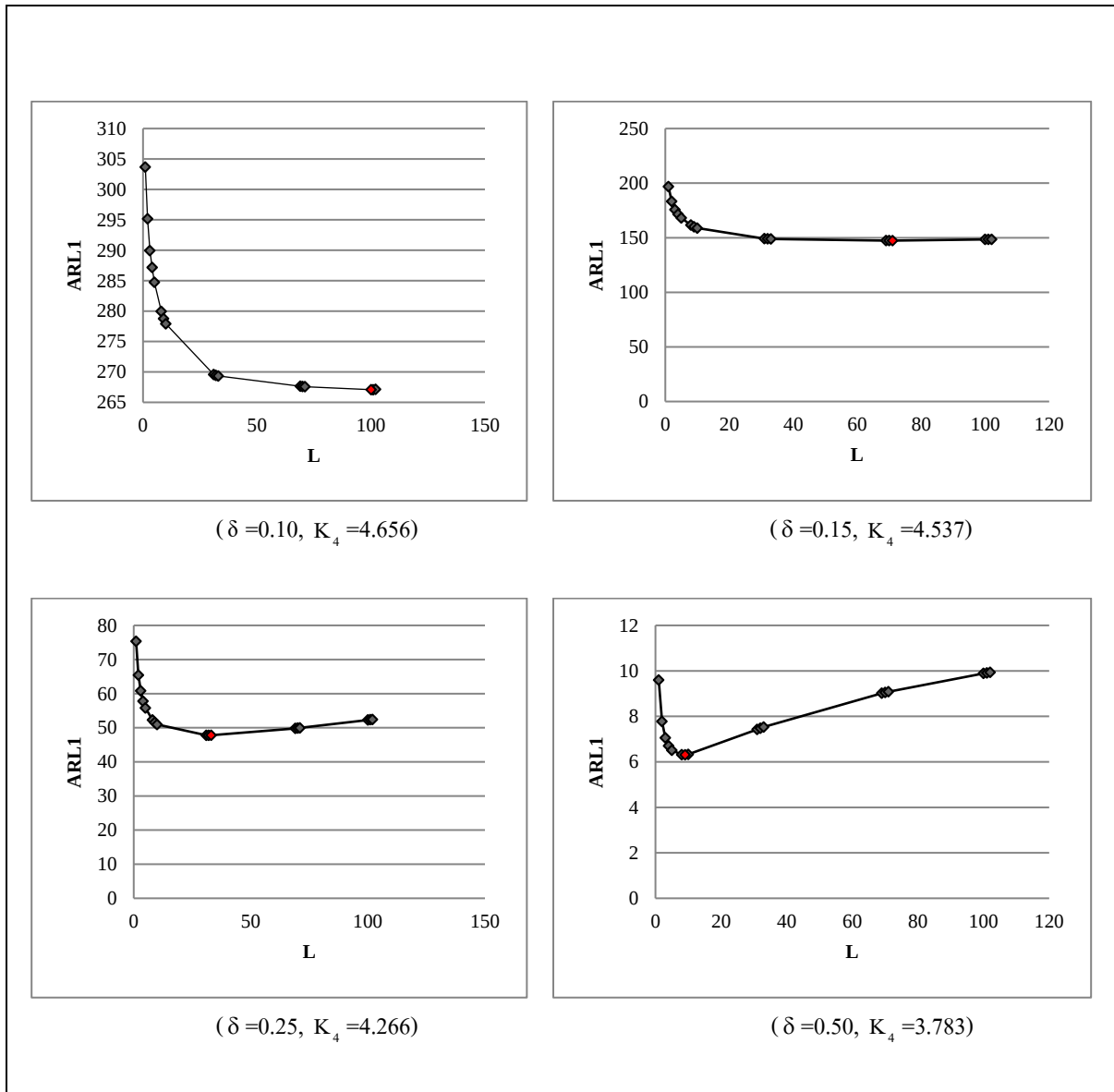
- กำหนดประเภทควอไทล์ประเภทที่ 8 ในการคำนวณโดยใช้โปรแกรม R สามารถศึกษาได้จาก [7]
- คำนวณค่าสถิติของแผนภูมิควบคุม TCC, OSTC, EWMA-MTCC และ EWMA-OSMTC
- คำนวณหาค่าความยาว (Run Length: RL) ในแต่ละรอบของแต่ละแผนภูมิควบคุมโดยการทำซ้ำของแผนภูมิควบคุม TCC, EWMA-MTCC, และ OSTC เท่ากับ 10^4 รอบ แผนภูมิควบคุมผสม EWMA-OSMTC เท่ากับ 10^3 รอบ และขนาดตัวอย่าง 10^3 สำหรับทุกแผนภูมิควบคุมยกเว้นแผนภูมิควบคุมผสม EWMA-OSMTC ของการแจกแจงลาปลาซ Laplace(1,1) ที่ใช้ขนาดตัวอย่างเท่ากับ 10^4 ตัวอย่าง ขนาดตัวอย่างและจำนวนรอบการทำซ้ำของแต่ละแผนภูมิควบคุมไม่เท่ากันเพราะแผนภูมิควบคุมผสม EWMA-OSMTC ใช้เวลาในการประมวลผลนาน และผลลัพธ์กรณีที่ใช้ขนาดตัวอย่าง 10^4 ไม่ได้แตกต่างกับกรณีใช้ขนาดตัวอย่าง 10^3

ตารางที่ 1 ค่า K_4 และค่า L ของการแจกแจงปกติ Normal(0,1) และ $ARL_0 = 370$

L	K_4	ARL_1			
		$\delta = 0.1$	$\delta = 0.15$	$\delta = 0.25$	$\delta = 0.50$
1	2.828	303.68	196.93	75.35	9.66
2	3.146	295.16	183.29	65.42	7.78
3	3.325	289.95	175.71	60.81	7.05
4	3.448	287.17	171.57	57.81	6.70
5	3.542	284.74	168.17	55.80	6.51
...	...	...	...	...	...
8	3.735	279.95	161.60	52.28	6.31
9	3.783	278.76	160.08	51.54	6.31*
10	3.825	277.91	158.85	50.95	6.33
...	...	...	...	...	...
31	4.254	269.58	149.14	47.78	7.42
32	4.266	269.42	149.00	47.77*	7.47
33	4.277	269.33	148.89	47.80	7.53
...	...	...	...	...	...
69	4.532	267.65	147.42	49.80	9.01
70	4.537	267.60	147.39*	49.88	9.05
71	4.542	267.57	147.40	49.95	9.08
...	...	...	...	...	...
100	4.653	267.09	148.47	52.27	9.88
101	4.656	267.06*	148.48	52.35	9.91
102	4.659	267.13	148.52	52.43	9.93

หมายเหตุ : อักษรตัวหนา* คือ ค่า ARL_1 ต่ำสุดแต่ละระดับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ย

จากตารางที่ 1 แสดงค่า K_4 และ L ของแผนภูมิควบคุมผสม EWMA-OSMTC สำหรับการแจกแจงปกติ (Normal(0,1)) ที่ส่งผลให้ค่า ARL_1 ต่ำสุดของแต่ละระดับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยซึ่งจะเห็นว่าค่า $L=9$, $K_4=3.783$ ให้ค่า ARL_1 ต่ำสุดที่ระดับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยเป็น ($\delta=0.50$) คือ $ARL_1=6.31$ และ $L=32$, $K_4=4.266$ ให้ค่า ARL_1 ต่ำสุดที่ระดับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยเป็น ($\delta=0.25$) มีค่า $ARL_1=47.77$ ตามลำดับ สามารถเอามาเขียนกราฟได้ดังรูปภาพที่ 1



หมายเหตุ : จุดสีแดง คือ จุดที่แสดงค่า K_4 และ L ที่ทำให้ ARL_1 ต่ำสุด

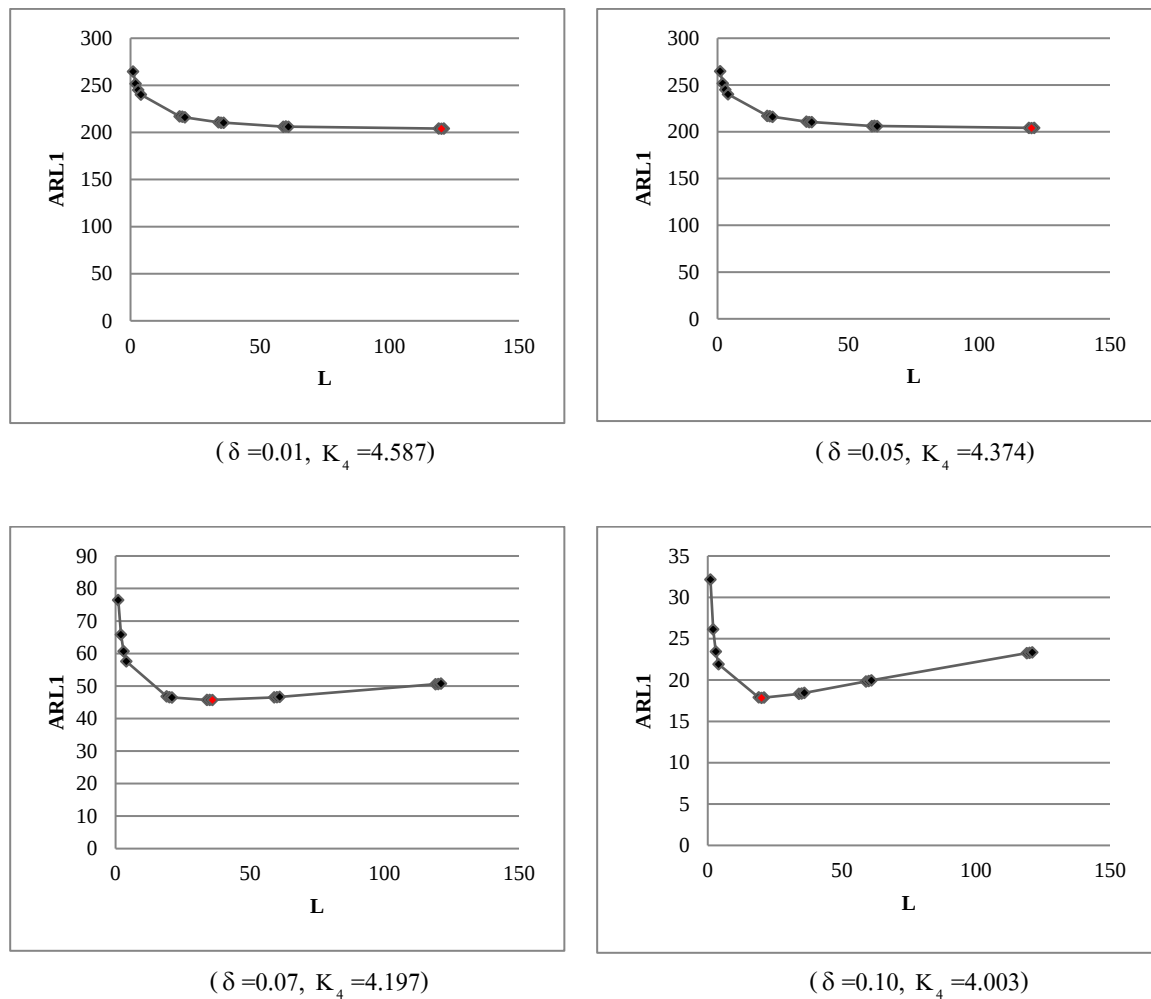
รูปที่ 1 ค่า K_4 และค่า L ที่ให้ค่า ARL_1 ต่ำสุดสำหรับการแจกแจงปกติ Normal(0,1)

ตารางที่ 2 ค่า K_4 และค่า L ของการแจกแจงไวบูลล์ Weibull(3.5,1) และ $ARL_0 = 370$

L	K_4	ARL_1			
		$\delta = 0.01$	$\delta = 0.05$	$\delta = 0.07$	$\delta = 0.10$
1	2.789	264.71	143.05	76.46	32.15
2	3.096	251.81	129.81	65.79	26.12
3	3.268	245.12	123.14	60.68	23.44
4	3.387	240.15	118.98	57.57	21.92
...	...	...	...	...	...
19	3.985	217.03	102.16	46.82	17.89
20	4.003	216.70	101.88	46.56	17.85*
21	4.020	216.05	101.41	46.48	17.88
...	...	...	...	...	...
34	4.187	210.78	99.00	45.72	18.32
35	4.197	210.38	98.87	45.71*	18.37
36	4.207	210.36	98.94	45.74	18.44
...	...	...	...	...	...
59	4.369	206.13	98.27	46.51	19.82
60	4.374	206.35	98.22*	46.54	19.88
61	4.380	206.13	98.37	46.65	19.96
...	...	...	...	...	...
119	4.585	204.18	101.93	50.57	23.24
120	4.587	204.01*	101.93	50.61	23.28
121	4.590	204.26	102.09	50.73	23.34

หมายเหตุ : อักษรตัวหนา* คือ ค่า ARL_1 ต่ำสุดแต่ละระดับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ย

จากตารางที่ 2 แสดงค่า K_4 และ L ของแผนภูมิควบคุมผสม EWMA-OSMTC สำหรับการแจกแจงไวบูลล์ (Weibull(3.5,1)) ที่ส่งผลให้ค่า ARL_1 ต่ำสุดของแต่ละระดับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยซึ่งจะเห็นว่าค่า $L=20$, $K_4=4.003$ ให้ค่า ARL_1 ต่ำสุดที่ระดับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยเป็น ($\delta = 0.10$) มีค่า $ARL_1 = 17.85$ และ $L=35$, $K_4=4.197$ ให้ค่า (ARL_1) ต่ำสุดที่ระดับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยเป็น ($\delta = 0.07$) มีค่า $ARL_1 = 45.71$ ตามลำดับ สามารถเอามาเขียนกราฟได้ดังรูปภาพที่ 2



หมายเหตุ : จุดสีแดง คือ จุดที่แสดงค่า K_4 และ L ที่ทำให้ ARL_1 ต่ำสุด

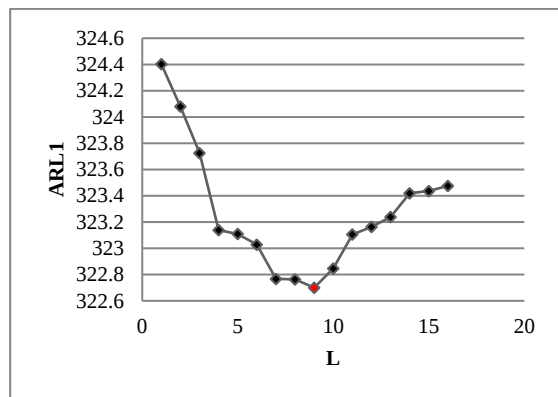
รูปที่ 2 ค่า K_4 และค่า L ที่ให้ค่า ARL_1 ต่ำสุดสำหรับการแจกแจงไวบูลล์ Weibull(3.5,1)

ตารางที่ 3 ค่า K_4 และค่า L ของการแจกแจงลาปลาซ Laplace(1,1) และ $ARL_0 = 370$

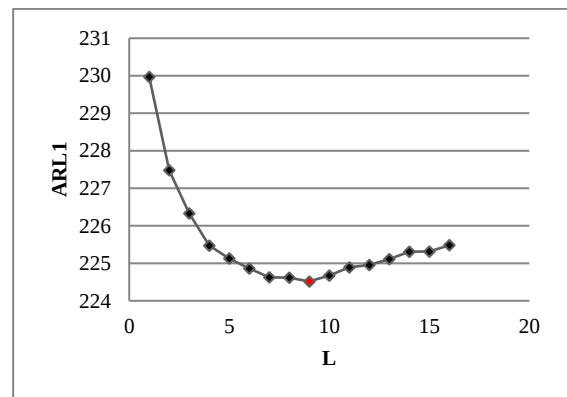
L	K_4	ARL_1			
		$\delta = 0.10$	$\delta = 0.20$	$\delta = 0.50$	$\delta = 0.70$
1	3.206	324.40	229.96	39.80	12.56
2	3.615	324.07	227.48	37.02	11.28
3	3.849	323.72	226.33	35.90	10.84
4	4.012	323.13	225.47	35.34	10.66
5	4.138	323.10	225.12	35.01	10.62*
6	4.240	323.02	224.86	34.85	10.63
7	4.325	322.76	224.62	34.77*	10.67
8	4.399	322.76	224.61	34.77	10.74
9	4.464	322.70*	224.51*	34.79	10.83
10	4.522	322.84	224.67	34.86	10.93
11	4.574	323.10	224.89	34.96	11.04
12	4.621	323.16	224.95	35.03	11.14
13	4.665	323.23	225.11	35.17	11.26
14	4.705	323.41	225.31	35.30	11.38
15	4.741	323.43	225.31	35.40	11.50

หมายเหตุ : อักษรตัวหนา* คือ ค่า ARL_1 ต่ำสุดแต่ละระดับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ย

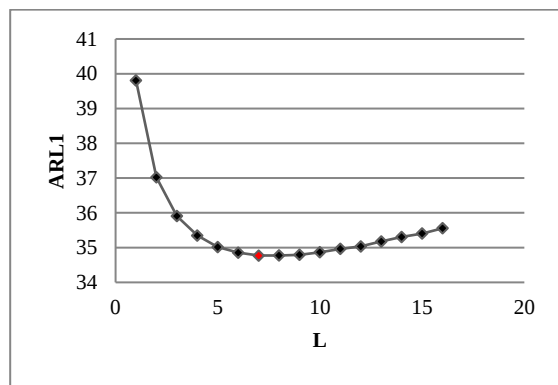
จากตารางที่ 3 แสดงค่า K_4 และ L ของแผนภูมิควบคุมผสม EWMA-OSMTC สำหรับการแจกแจงลาปลาซ (Laplace(1,1)) ที่ส่งผลให้ค่า ARL_1 ต่ำสุดของแต่ละระดับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยซึ่งจะเห็นว่าค่า $L=5$, $K_4=4.138$ ให้ค่า ARL_1 ต่ำสุดที่ระดับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยเป็น ($\delta = 0.7$) คือ $ARL_1 = 10.62$ และ $L=7$, $K_4=4.325$ ให้ค่า ARL_1 ต่ำสุดที่ระดับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยเป็น ($\delta = 0.5$) มีค่า $ARL_1 = 34.77$ ตามลำดับ สามารถเอามาเขียนกราฟได้ดังรูปภาพที่ 3



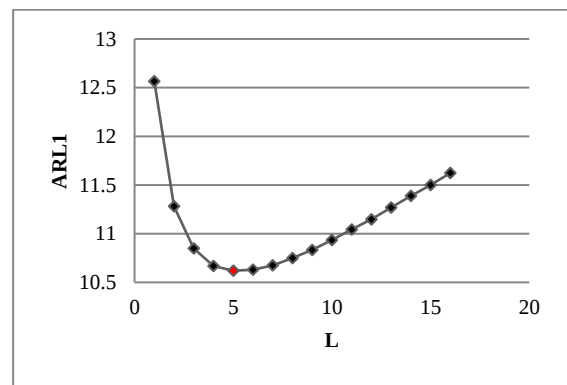
($\delta = 0.10, K_4 = 4.464$)



($\delta = 0.20, K_4 = 4.464$)



($\delta = 0.50, K_4 = 4.325$)



($\delta = 0.70, K_4 = 4.138$)

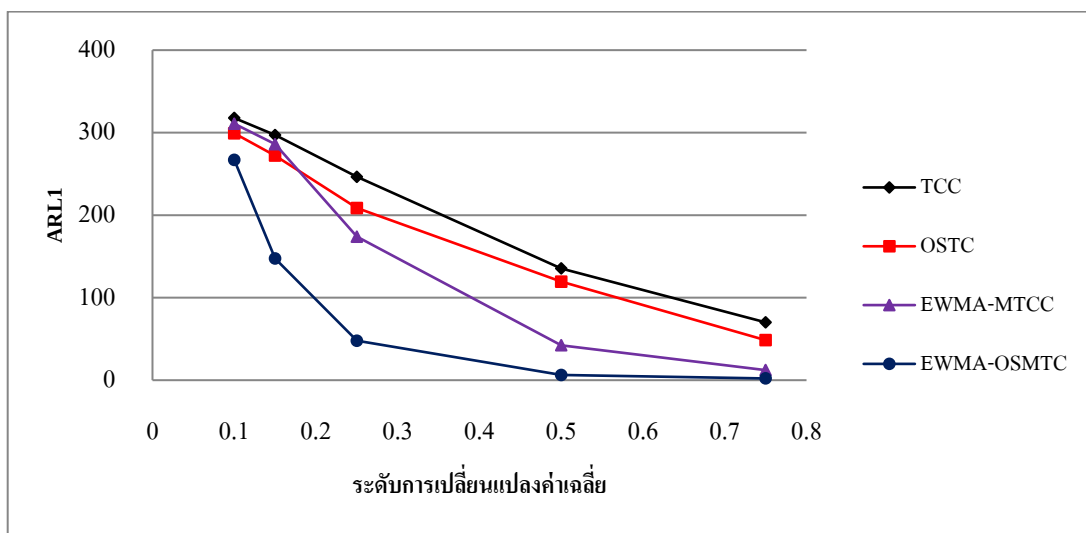
หมายเหตุ : จุดสีแดง คือ จุดที่แสดงค่า K_4 และ L ที่ทำให้ ARL_1 ต่ำสุด

รูปที่ 3 ค่า K_4 และค่า L ที่ให้ค่า ARL_1 ต่ำสุดสำหรับการแจกแจงลาปลาซ Laplace(1,1)

ตารางที่ 4 ค่า ARL_1 ของแผนภูมิควบคุม TCC, EWMA-MTCC, OSTC และแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTC ภายใต้ข้อมูลแจกแจงปกติ Normal(0,1)

แผนภูมิ δ	TCC	OSTC	EWMA-MTCC	EWMA-OSMTC
0.10	317.7 ($K_1 = 1.722$)	299.2 ($K_2 = 1.5383, L = 100$)	310.8 ($K_3 = 4.891$)	267.0 ($K_4 = 4.656, L = 101$)
0.15	297.1 ($K_1 = 1.722$)	272.1 ($K_2 = 1.5307, L = 93$)	285.9 ($K_3 = 4.891$)	147.3 ($K_4 = 4.537, L = 70$)
0.25	246.4 ($K_1 = 1.722$)	208.6 ($K_2 = 1.5243, L = 88$)	173.9 ($K_3 = 4.891$)	47.7 ($K_4 = 4.266, L = 32$)
0.50	135.3 ($K_1 = 1.722$)	119.4 ($K_2 = 1.4696, L = 53$)	42.2 ($K_3 = 4.891$)	6.3 ($K_4 = 3.783, L = 9$)

จากตารางที่ 4 และรูปภาพที่ 4 ในการเปรียบเทียบค่าความยาวรันเฉลี่ย ARL_1 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติ Normal(0,1) พบว่าแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTC มีค่า ARL_1 ต่ำกว่าแผนภูมิควบคุม TCC, OSTC และแผนภูมิควบคุม EWMA-MTCC ทุกระดับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ย $\delta = 0.1, 0.15, 0.25, 0.5$ แสดงว่าแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTC สามารถตรวจจับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยของกระบวนการได้ดีกว่าแผนภูมิควบคุม TCC, OSTC, EWMA-MTCC

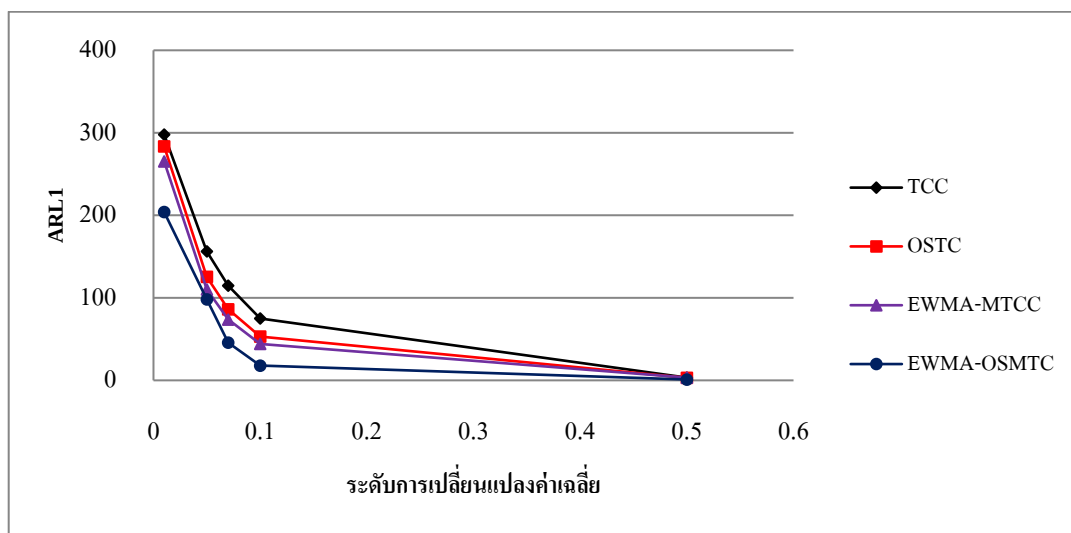


รูปที่ 4 ค่าความยาวรันเฉลี่ยของแผนภูมิควบคุม TCC, EWMA-MTCC, OSTC และแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTC ภายใต้ข้อมูลมีการแจกแจงปกติ Normal(0,1)

ตารางที่ 5 ค่า ARL_1 ของแผนภูมิควบคุม TCC , EWMA-MTCC, OSTC และแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTC ภายใต้ข้อมูลแจกแจงไวบูลล์ Weibull(3.5,1)

แผนภูมิ δ	TCC	OSTC	EWMA-MTCC	EWMA-OSMTC
0.01	297.9 ($K_1 = 1.464$)	283.6 ($K_4 = 1.366, L=150$)	265.3 ($K_3 = 4.748$)	204.0 ($K_4 = 4.587, L= 120$)
0.05	156.3 ($K_1 = 1.464$)	125.4 ($K_4 = 1.351, L=120$)	110.2 ($K_3 = 4.748$)	98.2 ($K_4 = 4.374, L= 60$)
0.07	114.8 ($K_1 = 1.464$)	86.1 ($K_4 = 1.338, L= 100$)	73.7 ($K_3 = 4.748$)	45.7 ($K_4 = 4.197, L= 35$)
0.10	74.9 ($K_1 = 1.464$)	53.0 ($K_4 = 1.207, L= 20$)	44.1 ($K_3 = 4.748$)	17.8 ($K_4 = 4.003, L= 20$)

จากตารางที่ 5 และรูปภาพที่ 5 ในการเปรียบเทียบค่าความยาวรันเฉลี่ย ARL_1 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงไวบูลล์ Weibull(3.5,1) พบว่าแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTC มีค่า ARL_1 ต่ำกว่าแผนภูมิควบคุม TCC, OSTC และแผนภูมิควบคุม EWMA-MTCC ทุกระดับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ย $\delta = 0.01, 0.05, 0.07, 0.10$ แสดงว่าแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTC สามารถตรวจจับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยของกระบวนการได้ดีกว่าแผนภูมิควบคุม TCC, OSTC, EWMA-MTCC

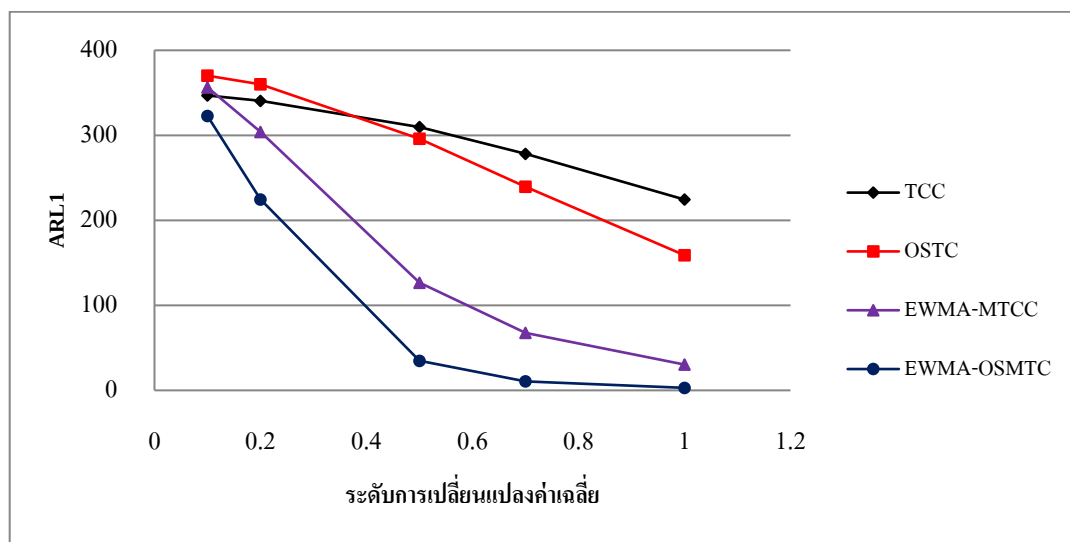


รูปที่ 5 ค่าความยาวรันเฉลี่ยของแผนภูมิควบคุม TCC , EWMA-MTCC, OSTC และแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTC ภายใต้ข้อมูลมีการแจกแจงไวบูลล์ Weibull(3.5,1)

ตารางที่ 6 ค่า ARL_1 ของแผนภูมิควบคุม TCC, EWMA-MTCC, OSTC และแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTC ภายใต้ข้อมูลแจกแจงลาปลาซ Laplace(1,1)

แผนภูมิ δ	TCC	OSTC	EWMA-MTCC	EWMA-OSMTC
0.10	346.8 ($K_1 = 3.759$)	370.1 ($K_2 = 1.633, L = 1$)	356.3 ($K_3 = 6.100$)	322.7 ($K_4 = 4.464, L = 9$)
0.20	340.5 ($K_1 = 3.759$)	360.0 ($K_2 = 1.633, L = 1$)	303.9 ($K_3 = 6.100$)	224.5 ($K_4 = 4.464, L = 9$)
0.50	309.7 ($K_1 = 3.759$)	296.0 ($K_2 = 1.633, L = 1$)	126.6 ($K_3 = 6.100$)	34.7 ($K_4 = 4.325, L = 7$)
0.70	278.2 ($K_1 = 3.759$)	239.5 ($K_2 = 1.633, L = 1$)	67.6 ($K_3 = 6.100$)	10.6 ($K_4 = 4.138, L = 5$)

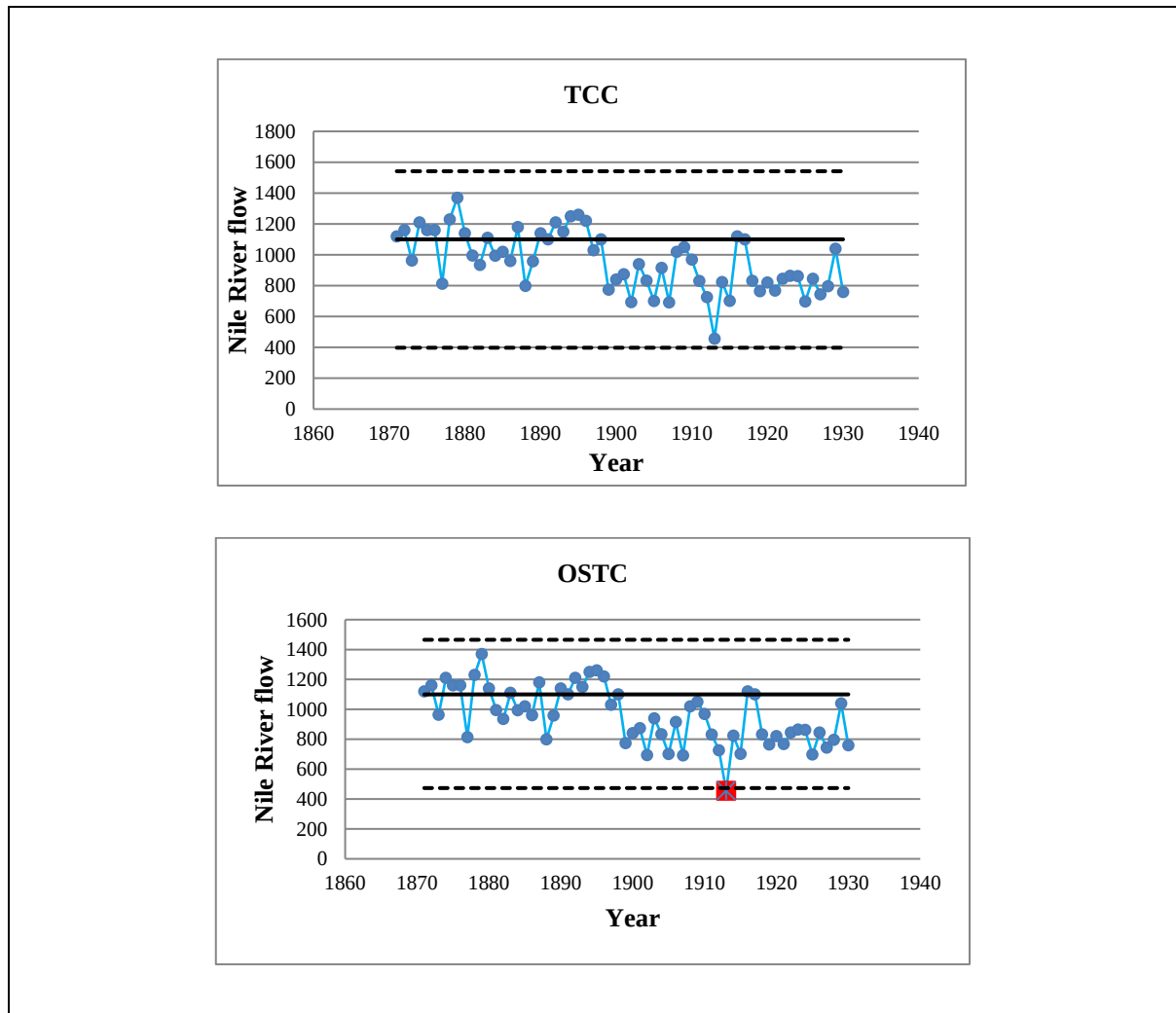
จากตารางที่ 6 และรูปภาพที่ 6 ในการเปรียบเทียบค่าความยาวรันเฉลี่ย ARL_1 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ Laplace(1,1) พบว่าแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTC มีค่า ARL_1 ต่ำกว่าแผนภูมิควบคุม TCC, OSTC และแผนภูมิควบคุม EWMA-MTCC ทุกระดับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ย $\delta = 0.10, 0.20, 0.50, 0.70$ แสดงว่าแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTC สามารถตรวจจับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยของกระบวนการได้ดีกว่าแผนภูมิควบคุม TCC, OSTC, EWMA-MTCC



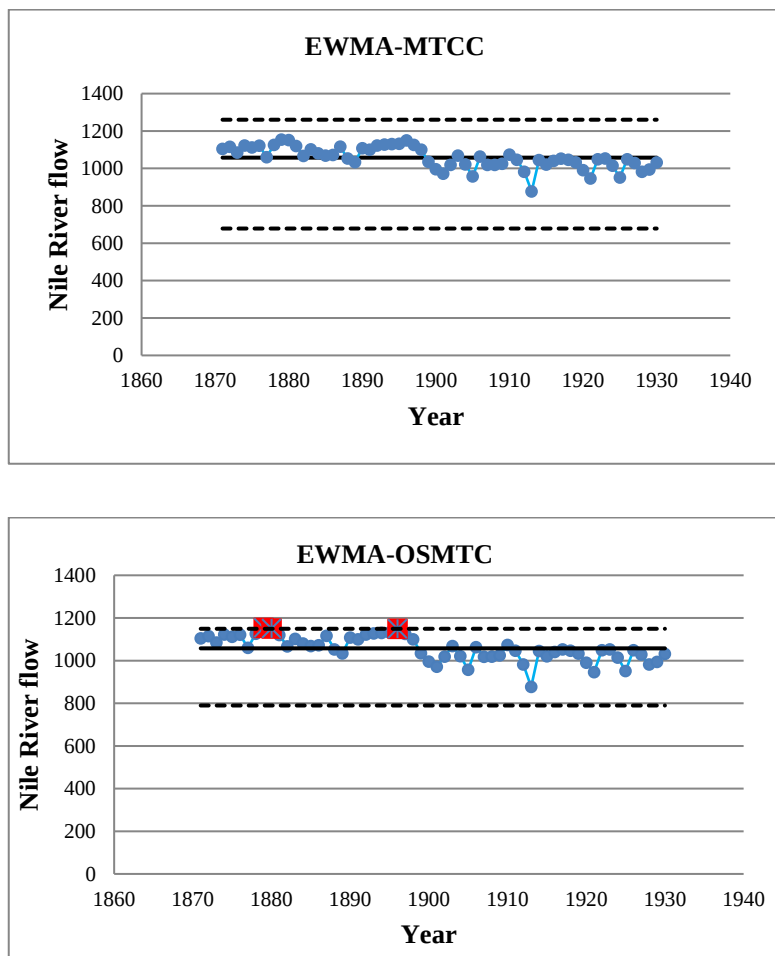
รูปที่ 6 ค่าความยาวรันเฉลี่ยของแผนภูมิควบคุม TCC, EWMA-MTCC, OSTC และแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTC ภายใต้ข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ Laplace(1,1)

การประยุกต์ใช้กับข้อมูลจริง

จากข้อมูลอัตราการไหลของแม่น้ำไนล์ตั้งแต่ปี 1871-1930 มีการแจกแจงปกติ Normal(1100, 125) มาใช้ในการสร้างแผนภูมิควบคุมของทุคิย์ (TCC) แผนภูมิควบคุมของทุคิย์ซึนเดอติกที่เหมาะสม (OSTC) แผนภูมิควบคุมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเลขชี้กำลัง-ทุคิย์ปรับปรุง (EWMA-MTCC) และแผนภูมิควบคุมผสมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเลขชี้กำลัง-ทุคิย์ปรับปรุงซึนเดอติกที่เหมาะสม (EWMA-OSMTCC) โดยแสดงได้ดังรูปภาพที่ 7



รูปที่ 7 ประสิทธิภาพการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยอัตราการไหลของแม่น้ำไนล์ตั้งแต่ปี 1871-1930 ระหว่างแผนภูมิควบคุม TCC, OSTC, EWMA-MTCC และแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTCC



รูปที่ 7 ประสิทธิภาพการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยอัตราการไหลของแม่น้ำไนล์ตั้งแต่ปี 1871-1930 ระหว่างแผนภูมิควบคุม TCC , OSTC, EWMA-MTCC และแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTC (ต่อ)

สรุปผลการทดลอง

ในการวิจัยนี้ได้เสนอแผนภูมิควบคุมผสมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเลขชี้กำลัง-ทูลิช์ปรับปรุงซินเดอติกที่เหมาะสม (EWMA-OSMTC) เพื่อตรวจจับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยของกระบวนการสมมาตร จากผลการวิจัยพบว่าแผนภูมิควบคุมผสมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเลขชี้กำลัง-ทูลิช์ปรับปรุงซินเดอติกที่เหมาะสม (EWMA-OSMTC) เมื่อกำหนดกรณีกระบวนการอยู่ภายใต้การควบคุม $ARL_0 = 370$ พบว่าแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTC มีประสิทธิภาพดีกว่าแผนภูมิควบคุมของทูลิช์ (TCC) แผนภูมิควบคุมควบคุมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ถ่วงน้ำหนักแบบเลขชี้กำลัง-ทูลิช์ปรับปรุง (EWMA-MTCC) และแผนภูมิควบคุมของทูลิช์ปรับปรุงซินเดอติกที่เหมาะสม (OSTC) เนื่องจากให้ค่า ARL_1 ต่ำสุดในทุกะดับการเปลี่ยนแปลงเมื่อกระบวนการมีการแจกแจงแบบสมมาตร

อภิปรายผล

จากการวิจัยนี้พบว่าแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTC สามารถตรวจจับการเปลี่ยนแปลงค่าเฉลี่ยของกระบวนการสมมาตรได้ดีกว่าแผนภูมิควบคุม TCC, OSTC, EWMA-MTCC ในงานวิจัยครั้งต่อไปอาจจะขยายขอบเขตการศึกษาในเรื่องของการแจกแจงไม่สมมาตรเพื่อตรวจสอบประสิทธิภาพของแผนภูมิควบคุม EWMA-OSMTC

เอกสารอ้างอิง

- Shewhart, W. A. (1931). *Economic Control of Quality of Manufactured Product*. New York: D. Van Nostrand Company.
- Roberts, S. W. (1959). Control chart tests based on geometric moving average. *Techmetrics*, 42, 239-250.
- Sukparungsee, S. (2012). Robustness of Tukey's Control Chart in Detecting a Changes of Parameter of Skew Distributions. *International Journal of Applied Physics and Mathematics*, 2(5), 379.
- Torng, C. C., & Lee, P. H. (2008). ARL performance of the Tukey's control chart. *Communications in Statistics—Simulation and Computation*, 37(9), 1904-1913.
- Mongkoltawat, P., Sukparungsee, S., & Areepong, Y. (2017). Exponentially Weighted Moving Average–Tukey's Control Charts for Moving Range and Range. *The Journal of King Mongkut's University of Technology North Bangkok*, 27(2017), 843-854.
- Raza, M. A., Nawaz, T., & Han, D. (2019). On designing new optimal synthetic Tukey's control charts. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 89(12), 2218-2238.
- Hyndman, R. J., & Fan, Y. (1996). Sample quantiles in statistical packages. *The American Statistician*, 50(4), 361-365.

Research Article

การวิเคราะห์ความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมด้วยระบบ
สารสนเทศภูมิศาสตร์ วิธีอัตราส่วนความถี่ และวิธีอัตราส่วน
ความถี่สัมพัทธ์ ในอำเภอสันป่าตอง จังหวัดเชียงใหม่ ประเทศไทย
Flood Susceptibility Analysis using Geographic Information
System, Frequency Ratio and Relative Frequency Ratio
Methods in San Pa Tong District, Chiang Mai, Thailand

วรวิทย์ สุภวิมุตติ^{1*}

Worawit Suppawimut^{1*}

¹ภาควิชาภูมิศาสตร์ คณะมนุษยศาสตร์และสังคมศาสตร์ มหาวิทยาลัยราชภัฏเชียงใหม่ จ.เชียงใหม่ 50300 ประเทศไทย

¹Department of Geography, Faculty of Humanities and Social Sciences, Chiang Mai Rajabhat University, Chiang Mai 50300, Thailand

*E-mail: worawit_sup@cmru.ac.th

Received: 01/10/2020; Revised: 14/01/2021; Accepted: 18/02/2021

บทคัดย่อ

การศึกษานี้ มีวัตถุประสงค์เพื่อประยุกต์ใช้ระบบสารสนเทศภูมิศาสตร์ในการวิเคราะห์ความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วม ในอำเภอสันป่าตอง จังหวัดเชียงใหม่ โดยใช้วิธีการอัตราส่วนความถี่ (frequency ratio: FR) และวิธีอัตราส่วนความถี่สัมพัทธ์ (relative frequency ratio: RFR) ทำการวิเคราะห์โดยใช้ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการเกิดน้ำท่วมจำนวน 10 ปัจจัย ประกอบด้วย ความสูงภูมิประเทศ ความลาดชัน ความโค้งภูมิประเทศ ดัชนีความชื้นภูมิประเทศ ปริมาณน้ำฝน ระยะห่างจากแม่น้ำ ความหนาแน่นทางน้ำ การระบายน้ำของดิน ความหนาแน่นถนน และการใช้ที่ดินทั้ง 10 ปัจจัยนำมาวิเคราะห์ร่วมกับข้อมูลพื้นที่น้ำท่วมในอดีต เพื่อหาอัตราส่วนความถี่และค่าถ่วงน้ำหนักของปัจจัย โดยข้อมูลน้ำท่วมในอดีตร้อยละ 70 ใช้เป็นพื้นที่ตัวอย่างสำหรับการวิเคราะห์ และข้อมูลร้อยละ 30 ใช้เป็นพื้นที่ทดสอบ ข้อมูลพื้นที่น้ำท่วมตัวอย่างจะนำมาวิเคราะห์ค่าคะแนนความสัมพันธ์กับแต่ละช่วงชั้นปัจจัย ทั้งด้วยวิธีการ FR และ RFR จากนั้นจึงนำไปวิเคราะห์ซ้อนทับเพื่อจัดทำเป็นแผนที่ความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมซึ่งแบ่ง

ออกเป็น 5 ระดับ ได้แก่ ระดับต่ำมาก ระดับต่ำ ระดับปานกลาง ระดับสูงและระดับสูงมาก ผลการศึกษา พบว่าวิธีการ FR ให้ผลลัพธ์พื้นที่อ่อนไหวระดับสูงมาก 42.8094 ตารางกิโลเมตร หรือคิดเป็นร้อยละ 24.6809 ของพื้นที่

ทั้งหมด ส่วนวิธีการ RFR ให้ผลลัพธ์พื้นที่อ่อนไหวระดับสูงมาก 48.9114 ตารางกิโลเมตร หรือคิดเป็นร้อยละ 28.1989 นอกจากนี้ ผลการวิเคราะห์ด้วยวิธีการ RFR พบว่า ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการเกิดน้ำท่วมมากที่สุด 3 ลำดับแรก ได้แก่ ความสูงภูมิประเทศ ระยะห่างจากแม่น้ำ และการระบายน้ำของดิน ตามลำดับ ส่วนผลการประเมินประสิทธิภาพของการวิเคราะห์ด้วยหาอัตราพื้นที่ที่ได้เส้นโค้ง พบว่า วิธีการ RFR มีค่าอัตราความสำเร็จร้อยละ 88.4687 และมีอัตราการคาดการณ์ร้อยละ 88.8565 ซึ่งสูงกว่าวิธีการ FR ที่มีค่าอัตราความสำเร็จร้อยละ 79.1719 และอัตราการคาดการณ์ร้อยละ 79.2925

คำสำคัญ: น้ำท่วม, ความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วม, ระบบสารสนเทศภูมิศาสตร์, อัตราส่วนความถี่, ภัยธรรมชาติ

Abstract

The objective of this research was to apply geographic information system to analyze flood susceptibility in San Pa Tong District, Chiang Mai Province using frequency ratio (FR) and relative frequency ratio (RFR) methods. Ten flood causative factors were analyzed namely elevation, slope, curvature, topographic wetness index (TWI), rainfall, distance from the river, stream density, soil drainage, road density, and land use. The inventory flood data were randomly separated into 70% training data and 30% testing data. FR and RFR methods were applied to assign the correlation values between class factors and the flood training data. Then the flood susceptibility maps were prepared and classified into very low, low, moderate, high, and very high. The FR method results revealed that the study area was classified as a very high level of 42.8094 sq.km. (24.6809%) while the RFR method yielded a very high result of 48.9114 sq.km. (28.1989%). The result from RFR method also revealed that the three most influencing factors were elevation, distance from the river, and soil drainage. The validation results using the area under the curve (AUC) showed that the success and prediction rate of FR methods were 79.1719%, 79.2925%, respectively while the success and prediction rate of RFR method were 88.4687% and 88.8565%.

Keywords: flood, flood susceptibility, geographic information system, frequency ratio, natural hazard

บทนำ

น้ำท่วมเป็นภัยธรรมชาติที่ได้สร้างผลกระทบและความเสียหายมากที่สุดประเภทหนึ่ง จากรายงานสถิติภัยธรรมชาติทั่วโลก ขององค์กร Centre for Research on the Epidemiology of Disaster (CRED) ประเทศเบลเยียม

พบว่า เมื่อปี พ.ศ. 2562 น้ำท่วมเป็นภัยธรรมชาติประเภทที่เกิดขึ้นมากที่สุดจำนวน 194 เหตุการณ์ จากภัยธรรมชาติทั้งหมด จำนวน 396 เหตุการณ์ มีผู้เสียชีวิตทั้งสิ้น 5,110 คน และมีผู้ได้รับผลกระทบประมาณ 31 ล้านคน น้ำท่วม

เป็นเหตุการณ์ที่ได้สร้างผลกระทบกับประเทศไทยทั้งด้านชีวิตและทรัพย์สิน สร้างความเสียหายกับอาคารบ้านเรือน เส้นทางคมนาคม ระบบโครงสร้างพื้นฐาน พื้นที่เกษตรกรรม เป็นต้น ดังเหตุการณ์น้ำท่วมในประเทศไทยเมื่อปี พ.ศ. 2554 ซึ่งในแผนป้องกันและบรรเทาสาธารณภัยแห่งชาติ พ.ศ. 2558 ได้ระบุไว้ว่าเหตุการณ์ดังกล่าวมีผู้เสียชีวิตมากถึง 1,020 คน มูลค่าความเสียหายทางเศรษฐกิจ 1.44 ล้านล้านบาท ทั้งนี้ น้ำท่วมมีสาเหตุหลัก จากการเกิดฝนตกหนักหรือฝนสะสมเป็นเวลานาน ก่อให้เกิดรูปแบบของน้ำท่วมที่แตกต่างกันในแต่ละพื้นที่ เช่น น้ำป่าไหลหลาก น้ำท่วมฉับพลัน น้ำล้นตลิ่ง นอกจากนี้ ยังเกิดจากเหตุปัจจัยทางธรรมชาติที่เป็นปัจจัยเสริม ได้แก่ ห่อมความกดอากาศต่ำ พายุหมุนเขตร้อน ร่องมรสุม เป็นต้น (Laosuwan & Rotjanakusol, 2013)

การวางแผนป้องกันและบรรเทาสาธารณภัย เพื่อรับมือกับน้ำท่วมที่อาจเกิดขึ้นในพื้นที่ต่าง ๆ จำเป็นต้องใช้ข้อมูลและสารสนเทศเชิงพื้นที่เพื่อประกอบการวางแผนและการบริหารจัดการ ทั้งในระบการเตรียมการป้องกัน ระบการเกิดเหตุและระบการฟื้นฟูหลังเกิดเหตุ ทั้งนี้ ระบบสารสนเทศภูมิศาสตร์ (geographic information system: GIS) เป็นอีกหนึ่งเครื่องมือที่มีประสิทธิภาพในการวิเคราะห์ความเสี่ยงของพื้นที่และสามารถนำมาจัดทำสารสนเทศเพื่อประกอบการตัดสินใจได้ ได้แก่ แผนที่ขอบเขตการเกิดน้ำท่วม แผนที่พื้นที่อ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วม การประเมินระดับความเสี่ยงจากน้ำท่วม เป็นต้น (Eksiripong & Jirakajohnkool, 2014; Laosuwan & Rotjanakusol, 2013; Duangpi boon et al., 2018)

การวิเคราะห์พื้นที่อ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วม (flood susceptibility analysis) เป็นกระบวนการศึกษาวิจัยที่ใช้เป็นเครื่องมือในการสร้างแผนที่พื้นที่อ่อนไหวและวิเคราะห์ความเสี่ยงต่อการเกิดภัยธรรมชาติ มีการนำมาประยุกต์ใช้ศึกษาหาพื้นที่อ่อนไหวต่อทั้งการเกิดดินถล่มและการเกิดน้ำท่วม วิธีการวิเคราะห์ที่มีประสิทธิภาพวิธีการหนึ่ง ได้แก่ วิธีอัตราส่วนความถี่ (frequency ratio: FR) ซึ่งมีการศึกษาทั้งในประเทศไทยและต่างประเทศ (Anucharn & Iamchuen, 2017; Anucharn, 2019; Anucharn & Thongjit, 2020; Duangpi boon et al., 2018; Khosravi et al., 2016; Kongmuang et al., 2020; Paul et al., 2019; Tehrany et al., 2017) วิธีการ FR เป็นวิธีการที่ไม่ซับซ้อนและใช้เหตุการณ์ที่เคยเกิดขึ้นในอดีตมาศึกษาความสัมพันธ์กับข้อมูลปัจจัยเชิงสาเหตุแต่ละปัจจัย อย่างไรก็ตาม วิธีการนี้ยังมีข้อจำกัดที่ทำการเปรียบเทียบเฉพาะภายในปัจจัยเดียวกัน (Anucharn, 2019) โดยไม่ได้พิจารณาเปรียบเทียบระหว่างปัจจัย ทั้งนี้ตัวอย่างงานวิจัยในประเทศไทยที่ใช้กระบวนการ FR ในการศึกษาเกี่ยวกับการเกิดน้ำท่วม ได้แก่ งานของ Anucharn & Iamchuen (2017) ศึกษาในกลุ่มน้ำทะเลสาบสงขลา งานของ Duangpi boon et al. (2018) ศึกษาในกลุ่มน้ำคลองหลังสวน จังหวัดชุมพร งานของ Kongmuang et al. (2020) ศึกษาในอำเภอเมือง จังหวัดสุโขทัย รวมทั้งงานของ Anucharn & Thongjit (2020) ศึกษาในพื้นที่จังหวัดนครสวรรค์ที่ ซึ่งจะพบว่างานวิจัยที่ศึกษาในพื้นที่ภาคเหนือของประเทศไทยยังมีค่อนข้างน้อย นอกจากนี้ พบว่าได้มีการนำเสนอการวิเคราะห์ด้วยวิธีการอัตราส่วนความถี่สัมพัทธ์ (relative frequency ratio: RFR) ในงานวิจัยในต่างประเทศโดยการปรับปรุงและลดข้อจำกัดจากวิธีการ FR ด้วยการ

เปรียบเทียบอิทธิพลและค่าถ่วงน้ำหนักของแต่ละปัจจัย (Acharya & Lee, 2019; Ullah & Zhang, 2020) จึงควรรนำทั้งสองวิธีการมาทดลองศึกษา เพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพของผลการวิจัย

จากที่กล่าวมาข้างต้น ผู้วิจัยจึงต้องการนำเสนอการศึกษาเชิงเปรียบเทียบการวิเคราะห์ความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมด้วยวิธีการอัตราส่วนความถี่ (FR) และวิธีการอัตราส่วนความถี่สัมพัทธ์ (RFR) และใช้ปัจจัยในการวิเคราะห์เพิ่มเติม ได้แก่ ความโค้งภูมิประเทศ และดัชนีความชื้นภูมิประเทศ ซึ่งยังมีการนำไปทดลองวิเคราะห์พื้นที่อ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมในพื้นที่ภาคเหนือและในประเทศไทยไม่มากนัก อีกทั้งผู้วิจัยต้องการทำการวิเคราะห์เปรียบเทียบปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการเกิดน้ำท่วมเพื่อให้เข้าใจสภาพปัญหามากขึ้น โดยมุ่งหวังให้สามารถนำผลลัพธ์จากการวิเคราะห์ที่มีความถูกต้องน่าเชื่อถือไปใช้ในการวางแผนป้องกันและบรรเทาปัญหาน้ำท่วมได้อย่างมีประสิทธิภาพ และสามารถนำกระบวนการศึกษานี้ไปทดลองศึกษาวิจัยในพื้นที่อื่น การวิจัยนี้ทำการศึกษาในพื้นที่อำเภอสันป่าตอง จังหวัดเชียงใหม่ ซึ่งเป็นพื้นที่ที่สภาพภูมิประเทศที่เป็นที่ราบลุ่ม มีลำน้ำสายหลักไหลผ่านหลายสาย มีการเกิดเหตุการณ์น้ำท่วมซ้ำหลายครั้ง อีกทั้งสันป่าตองยังเป็นพื้นที่เกษตรกรรมที่สำคัญของจังหวัดเชียงใหม่อีกด้วย

วิธีดำเนินการวิจัย

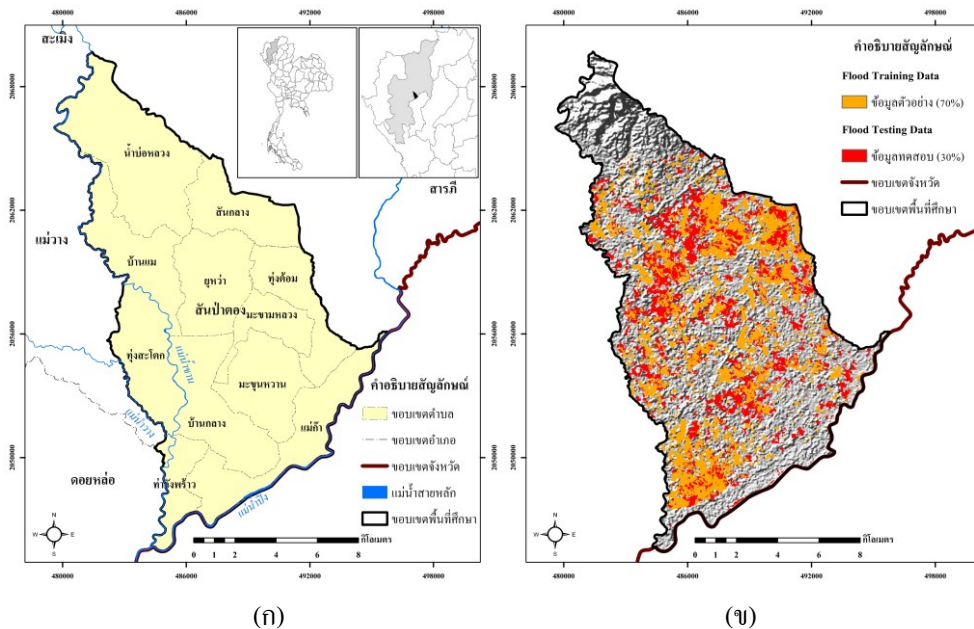
การวิจัยนี้ทำการศึกษาในพื้นที่อำเภอสันป่าตอง จังหวัดเชียงใหม่ ประกอบไปด้วย 11 ตำบล ได้แก่ ตำบลยุหว่า ตำบลสันกลาง ตำบลท่าวังพร้าว ตำบลมะขามหลวง ตำบลแม่ก้า ตำบลบ้านแม ตำบลบ้านกลาง ตำบลทุ่งสะโตก ตำบลทุ่งด้อม ตำบลน้ำบ่อหลวง และตำบลมะขุนหวาน ครอบคลุมพื้นที่ 173.45 ตารางกิโลเมตร (รูปที่ 1 ก) มีแม่น้ำสายหลักไหลผ่าน ได้แก่ แม่น้ำปิง แม่น้ำจัน แม่น้ำว้า การวิเคราะห์ดำเนินการโดยประยุกต์ใช้ระบบสารสนเทศภูมิศาสตร์ (GIS) ทำการวิเคราะห์ข้อมูลเชิงพื้นที่ประกอบด้วย ข้อมูลพื้นที่น้ำท่วมในอดีตจากปี พ.ศ. 2548-2562 จากสำนักงานพัฒนาเทคโนโลยีอวกาศและภูมิสารสนเทศ (องค์การมหาชน) (GISTDA) และวิเคราะห์ร่วมกันข้อมูลปัจจัยเชิงสาเหตุที่มีอิทธิพลต่อการเกิดน้ำท่วมจำนวน 10 ปัจจัย ได้แก่ ความสูงภูมิประเทศ (elevation) ความลาดชัน (slope) ความโค้งภูมิประเทศ (curvature) ดัชนีความชื้นภูมิประเทศ (topographic wetness index: TWI) ปริมาณน้ำฝน (rainfall) ระยะห่างจากแม่น้ำ (distance from the river) ความหนาแน่นทางน้ำ (stream density) การระบายน้ำของดิน (soil drainage) ความหนาแน่นถนน (road density) และการใช้ที่ดิน (land use)

1. ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

ข้อมูลพื้นที่น้ำท่วมในอดีต ซึ่งได้จาก ระบบ Thailand Flood Monitoring System จัดทำโดย GISTDA นำมาทำการจำแนกโดยการสุ่ม แบ่งเป็น ข้อมูลตัวอย่าง (training data) ร้อยละ 70 และข้อมูลทดสอบ (testing data) ร้อยละ 30 ซึ่งเป็นสัดส่วนที่นิยมใช้ในการวิจัยมากที่สุด (Anucharn, 2019) โดยข้อมูลตัวอย่างร้อยละ 70 (รูปที่ 1 ข และรูปที่ 2) นำมาวิเคราะห์ซ้อนทับกับข้อมูล 10 ปัจจัย เพื่อคำนวณค่าความสัมพันธ์กับการเกิดน้ำท่วม และนำค่าที่ได้ไป

กำหนดเป็นค่าคะแนนของปัจจัยชี้เพื่อใช้ในการซ้อนทับข้อมูลทั้ง 10 ปัจจัย พร้อมทั้งคำนวณเป็นค่าดัชนีความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วม (flood susceptibility index : FSI) และทำการสร้างแผนที่ความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำ

ท่วม จากนั้นจึงทดสอบประสิทธิภาพการวิเคราะห์ด้วยการหาพื้นที่ใต้เส้นโค้ง (area under the curve: AUC) ทั้งค่าอัตราความสำเร็จและอัตราการคาดการณ์ ดังกรอบแนวคิดในการวิเคราะห์ (รูปที่ 2)



รูปที่ 1 (ก) พื้นที่ศึกษาอำเภอสันป่าตอง จังหวัดเชียงใหม่ (ข) ข้อมูลพื้นที่น้ำท่วมจำแนกเป็นข้อมูลตัวอย่างร้อยละ 70 (training data) และข้อมูลทดสอบร้อยละ 30 (testing data)

ข้อมูลปัจจัยที่ใช้ในการวิเคราะห์หามีทั้งหมดจัดเตรียมในรูปแบบข้อมูลแบบราสเตอร์ มีรายละเอียดเชิงพื้นที่ 30 เมตร x 30 เมตร ในกลุ่มชั้นข้อมูลที่เป็นข้อมูลเชิงตัวเลขที่มีค่าต่อเนื่อง ได้แก่ ความสูงภูมิประเทศ ความลาดชัน ความโค้งภูมิประเทศ ดัชนีความชื้นภูมิประเทศ ปริมาณน้ำฝน ความหนาแน่นทางน้ำ และความหนาแน่นถนน จะนำมาทำการจัดกลุ่มใหม่ด้วยวิธีการ Natural Breaks ในโปรแกรมระบบสารสนเทศภูมิศาสตร์ ซึ่งเป็นวิธีการจำแนกที่ลดการขาดหายไปของบางช่วงชั้นจากการแบ่งกลุ่มแบบเท่ากัน และจัดกลุ่มตามความเหมาะสมของการกระจายของข้อมูล ข้อมูลและแหล่งข้อมูลทั้ง 10 ปัจจัยมีรายละเอียดดังนี้

ข้อมูลแบบจำลองความสูงเชิงเลข (digital elevation model) ใช้ข้อมูล Global Digital Elevation Model Version 3 (GDEM 003) จาก โครงการ The Advanced Spaceborne Thermal Emission and Reflection Radiometer (ASTER) รายละเอียดเชิงพื้นที่ 30 เมตร x 30 เมตร นำมาใช้เตรียมข้อมูลปัจจัยความสูงภูมิประเทศ ปัจจัยความลาด

ชั้น ปัจจัยความโค้งภูมิประเทศ และปัจจัยดัชนีความชันภูมิประเทศ ปัจจัยความสูงภูมิประเทศเป็นปัจจัยที่มีความสัมพันธ์การเกิดน้ำท่วมเนื่องจากน้ำจะไหลจากที่สูงลงสู่ที่ต่ำ พื้นที่ที่มีความสูงจากระดับทะเลปานกลางต่ำ และมีความสามารถในการระบายน้ำต่ำ มีโอกาสเกิดน้ำท่วมมากกว่าพื้นที่ที่มีความสูงจากระดับน้ำทะเลสูงกว่า ส่วน

ปัจจัยความลาดชันมีความสัมพันธ์กับการน้ำท่วม โดยพื้นที่ที่มีความลาดชันสูงจะมีความสามารถในการระบายน้ำออกไปยังพื้นที่ต่ำกว่าได้ ส่วนพื้นที่ลาดชันต่ำสามารถระบายน้ำได้ยากกว่า จึงทำให้เกิดน้ำท่วมขังได้ง่าย (Anucharn, 2019, Duangpiboon et al., 2018) การศึกษาครั้งนี้ พื้นที่ศึกษาอยู่ในระดับความสูงตั้งแต่ 239 เมตร ถึง 640 เมตรจากระดับทะเลปานกลาง ดังรูปที่ 3 (ก) และมีความลาดชันตั้งแต่ 0 องศา ถึง 43.1662 องศา ดังรูปที่ 3 (ข)

ปัจจัยความโค้งภูมิประเทศ และดัชนีความชันภูมิประเทศ เป็นปัจจัยที่มีการทำไปใช้เป็นตัวแปรการศึกษาด้านวิเคราะห์พื้นที่อ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วม (Khosravi et al., 2016; Tehrany et al., 2017) ปัจจัยความโค้งภูมิประเทศที่มีลักษณะเป็นพื้นที่ค่อนข้างราบเรียบซึ่งมีช่วงค่าความโค้งภูมิประเทศใกล้เคียงกับค่าศูนย์ เป็นพื้นที่ที่มีโอกาสเกิดน้ำท่วมได้สูงกว่าพื้นที่ลาดชัน และพื้นที่ลาดโค้ง (Khosravi et al., 2016) รูปที่ 3 (ค) ส่วนปัจจัยความชันภูมิประเทศ เป็นปัจจัยที่วิเคราะห์ลักษณะภูมิประเทศกับอัตราการไหลสะสม (flow accumulation) แสดงถึงแนวโน้มของการเกิดการไหลของน้ำลงสู่พื้นที่ที่ลาดเอียงต่ำ พื้นที่ที่มีค่า TWI สูงจึงมีโอกาสเกิดน้ำท่วมสูงเช่นกัน (Khosravi et al., 2016) พื้นที่ศึกษาที่มีค่า TWI อยู่ในช่วง 3.5241 ถึง 23.8072 ดังรูปที่ 3 (ง)

ปัจจัยด้านปริมาณน้ำฝน มีความสัมพันธ์ต่อการเกิดน้ำท่วมเนื่องจากพื้นที่ที่มีฝนตกหนักหรือมีปริมาณน้ำฝนสะสมสูงย่อมมีความเสี่ยงต่อการเกิดน้ำท่วม การศึกษาครั้งนี้ใช้ข้อมูลปริมาณน้ำฝนเฉลี่ย ของสถานีตรวจวัดจำนวน 16 สถานีที่ตั้งอยู่บริเวณโดยรอบพื้นที่ศึกษาโดยเป็นข้อมูลเฉลี่ยระหว่างปี พ.ศ. 2548-2562 จาก ศูนย์อุทกวิทยาชลประทาน ภาคเหนือตอนบน นำมาทำการประมาณค่าเชิงพื้นที่ด้วยวิธีการ inverse distance weighting (IDW) ซึ่งใช้การประมาณค่าปริมาณฝนของจุดที่ไม่ทราบค่าจากจุดอ้างอิงซึ่งอิทธิพลของจุดอ้างอิงจะลดลงตามระยะทางที่เพิ่มขึ้น การประมาณค่าด้วยวิธีการนี้ได้ถูกใช้ในการศึกษาของ Ruthumrong (2017), Tehrany et al. (2017) และ Ullah & Zhang (2020) ซึ่งในการศึกษานี้พื้นที่ศึกษามีค่าปริมาณน้ำฝนอยู่ระหว่าง 1,219.6664 ถึง 1,336.2390 มิลลิเมตรต่อปี ดังรูปที่ 3 (จ)

ปัจจัยด้านระยะห่างจากแม่น้ำเป็นอีกปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับการเกิดน้ำท่วมเช่นกัน เนื่องจากพื้นที่ที่มีที่ตั้งใกล้กับแม่น้ำอาจจะได้รับผลกระทบจากน้ำล้นตลิ่ง หากเกิดฝนตกหนักจะเสี่ยงต่อการเกิดน้ำไหลบ่ามาจากพื้นที่สูงไหลลงตามทางน้ำและเข้าท่วมพื้นที่ข้างเคียงได้ (Duangpiboon et al., 2018) อีกทั้งยังเป็นปัจจัยที่เกี่ยวข้องกับความเร็วของกระแสน้ำและขอบเขตการเกิดน้ำท่วมในพื้นที่อีกด้วย (Khosravi et al., 2016) การศึกษาครั้งนี้จำแนกระยะห่างจากแม่น้ำช่วงละ 500 เมตร ไปถึงระยะห่างมากกว่า 2,000 เมตร ดังรูปที่ 3 (ฉ)

ปัจจัยความหนาแน่นทางน้ำ เป็นการพิจารณาจากความยาวรวมของทางน้ำต่อหนึ่งหน่วยพื้นที่ มีหน่วยเป็น กิโลเมตรต่อตารางกิโลเมตร หากมีความหนาแน่นทางน้ำสูงจะส่งผลให้มีการระบายน้ำที่ดี ดังนั้นพื้นที่ที่มีค่า

ความแน่นอนทางน้ำต่ำจึงมีความเสี่ยงต่อการน้ำท่วมสูง (Anucharn, 2019; Duangpiboon et al., 2018) การศึกษาครั้งนี้ จำแนกความหนาแน่นทางน้ำ 8 ระดับ ค่าต่ำสุด คือ 0 ไปถึงค่าสูงสุดที่ 4.6242 ดังรูปที่ 4 (ก)

การระบายน้ำของดินที่ดีส่งผลต่อความเสี่ยงในการเกิดน้ำท่วมที่ต่ำกว่า หากพิจารณาจากการจำแนก ของ กรมพัฒนาที่ดิน ดินที่มีคุณลักษณะที่ระบายน้ำค่อนข้างเร็วหรือดินระบายน้ำเร็วจะมีความเสี่ยงต่อการเกิดน้ำท่วมที่

สูงกว่า ซึ่งการศึกษาครั้งนี้ใช้ข้อมูลชุดดิน (soil series) จาก กรมพัฒนาที่ดิน ซึ่งในพื้นที่ศึกษามีคุณสมบัติของดิน จำนวน 5 กลุ่ม ได้แก่ ดินระบายน้ำดี ดินระบายน้ำดีปานกลางถึงดี ดินระบายน้ำค่อนข้างเร็ว ดินระบายน้ำเร็ว และ ดินที่ไม่มีการสำรวจ (เป็นพื้นที่ชุมชนและที่สิ่งปลูกสร้าง) ดังรูปที่ 4 (ข)

ปัจจัยความหนาแน่นถนน มีความสัมพันธ์ต่อการเกิดน้ำท่วมเนื่องจากมีลักษณะเป็นสิ่งกีดขวางการไหล ของน้ำ พื้นที่ที่ความหนาแน่นถนนสูงอาจจะส่งผลให้มีความเสี่ยงต่อการเกิดน้ำท่วมได้ ปัจจัยนี้ ได้จากการวิเคราะห์ ความหนาแน่นของข้อมูลถนน มีหน่วยเป็นกิโลเมตรต่อตารางกิโลเมตร มีค่าต่ำสุดที่ 0 และสูงสุดอยู่ที่ 14.8434 กิโลเมตร ต่อตารางกิโลเมตร ดังรูปที่ 4 (ค) ส่วนปัจจัยการใช้ที่ดิน เป็นอีกหนึ่งปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการเกิดน้ำท่วม ทั้งนี้พื้นที่ป่าไม้รวมทั้งพื้นที่ไม้ผล ไม้ยืนต้น จะช่วยในการดูดซับน้ำเอาไว้ได้ดี อีกทั้งการเปลี่ยนแปลงการใช้ที่ดิน จากการทำลายป่าจะส่งผลให้เกิดความเสี่ยงต่อการเกิดน้ำท่วมได้ (Anucharn, 2019; Duangpiboon et al., 2018) การวิจัยนี้ใช้ข้อมูลการใช้ที่ดินจากกรมพัฒนาที่ดิน โดยนำมาจัดกลุ่มใหม่เป็น 7 กลุ่ม ได้แก่ 1) ป่าไม้ 2) นาข้าว/พืชไร่ 3) สวนผลไม้/ไม้ผล 4) เกษตรกรรมอื่น ๆ 5) ชุมชนและสิ่งปลูกสร้าง 6) แหล่งน้ำ และ 7) พื้นที่เบ็ดเตล็ดและอื่น ๆ ดังรูปที่ 4 (ง)

2. วิธีการวิเคราะห์พื้นที่อ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วม

ในส่วนการวิเคราะห์ค่าความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมจะดำเนินการใน 2 วิธีการ ได้แก่ วิธีอัตราส่วน ความถี่ (frequency ratio: FR) และวิธีอัตราส่วนความถี่สัมพัทธ์ (relative frequency ratio: RFR) ค่าที่ได้จากการ วิเคราะห์ทำให้ได้ค่าคะแนนของชั้นปัจจัยย่อย ส่วนวิธี RFR จะทำให้ได้ค่าถ่วงน้ำหนักปัจจัย และนำเข้าสู่ กระบวนการวิเคราะห์ซ้อนทับด้วยระบบสารสนเทศภูมิศาสตร์ กระบวนการในการวิเคราะห์ แสดงในแผนผังรูปที่ 2 และมีรายละเอียดของวิธีการ ดังนี้

2.1 วิธีอัตราส่วนความถี่ (Frequency Ratio: FR)

วิธีการ FR เป็นการวิเคราะห์สถิติแบบสองทาง (bivariate statistic) ใช้หาสัดส่วนความสัมพันธ์ระหว่าง ข้อมูลพื้นที่เหตุการณ์น้ำท่วมที่เกิดขึ้นในอดีตกับปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการเกิดน้ำท่วม (Anucharn, 2019; Duangpiboon et al., 2018; Tehrany et al., 2017) เพื่อทำการวิเคราะห์ลักษณะการเกิดน้ำท่วมในอดีต ที่เกิดขึ้นใน

พื้นที่ต่าง ๆ ในสัดส่วนที่แตกต่างกัน โดยคิดเป็นค่าคะแนนหรือ ค่า FR โดยที่ชั้นปัจจัยย่อยที่มีค่า FR สูงกว่า แสดงถึงมีความสัมพันธ์กับการเกิดน้ำท่วมที่สูงกว่า การคำนวณแสดงดังสมการ (1)

$$FR_{ij} = \frac{FC_{ij}}{FA_{ij}} \quad (1)$$

โดยที่ FR_{ij} คือ ค่าอัตราส่วนความถี่ของชั้นปัจจัยย่อยที่ i ของปัจจัยหลัก j คำนวณได้จาก ผลหารระหว่าง FC_{ij} และ FA_{ij} โดยที่ FC_{ij} คือ ค่าร้อยละของพื้นที่น้ำท่วมที่เกิดขึ้นในชั้นปัจจัยย่อยที่ i ของปัจจัยหลัก j และ FA_{ij} คือ ค่าร้อยละของพื้นที่ศึกษาของชั้นปัจจัยย่อยที่ i ของปัจจัยหลัก j

เมื่อได้ค่า FR_{ij} ของแต่ละชั้นปัจจัยย่อยของแต่ละปัจจัยแล้ว นำค่าที่ได้ไปกำหนดคะแนนในแต่ละช่วงชั้นของปัจจัยทั้ง 10 ปัจจัย เพื่อใช้ซ้อนทับด้วยระบบสารสนเทศภูมิศาสตร์ และได้เป็นค่าดัชนีความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วม (flood susceptibility index: FSI) ของวิธีการ FR ดังสมการที่ (2) ซึ่งค่า FSI_{FR} คำนวณจากค่าผลรวมของค่า FR ของชั้นปัจจัยย่อยที่ i ของปัจจัย j โดย n คือ จำนวนปัจจัยทั้งหมดที่ใช้ในการวิเคราะห์

$$FSI_{FR} = \sum_{j=1}^n FR_{ij} \quad (2)$$

ค่า FR ที่มีค่ามากกว่า 1 ขึ้นไป แสดงถึงกลุ่มชั้นหรือช่วงชั้นปัจจัยดังกล่าวมีความสัมพันธ์กับการเกิดน้ำท่วมสูง พื้นที่ลักษณะดังกล่าวจะมีโอกาสเกิดน้ำท่วมได้สูง ในทางกลับกัน หากค่า FR มีค่าต่ำกว่า 1 แสดงว่าพื้นที่ดังกล่าวมีความสัมพันธ์กับการเกิดน้ำท่วมต่ำ (Anucharn & Iamchuen, 2017; Duangpiroon et al., 2018) ดังนั้น ผลรวมของ FR จากทุกปัจจัยที่คำนวณเป็นค่าดัชนี FSI หากมีค่าดัชนีสูงจึงหมายถึง มีความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมสูงเช่นกัน

2.2 วิธีการอัตราส่วนความถี่สัมพัทธ์ (Relative Frequency Ratio: RFR)

วิธีการอัตราส่วนความถี่สัมพัทธ์ (RFR) เป็นวิธีการคำนวณค่าความสัมพันธ์ระหว่างพื้นที่น้ำท่วมในอดีต กับปัจจัยเชิงสาเหตุของการเกิดน้ำท่วม (Acharya & Lee, 2019; Ullah & Zhang, 2020) และมีวิธีการคำนวณขั้นตอนเช่นเดียวกับวิธีการ FR แต่วิธีการ RFR ได้เพิ่มการวิเคราะห์เชิงเปรียบเทียบอิทธิพลระหว่างปัจจัย ทำให้ได้ค่าถ่วงน้ำหนักปัจจัยเพื่อนำใช้ในการคำนวณค่าดัชนี FSI การวิเคราะห์ด้วยวิธีนี้จะนำค่า FR มาทำการปรับฐานข้อมูล (normalization) ให้อยู่ในช่วง 0-1 (ค่า Relative Frequency: RF) ซึ่งแสดงถึงค่าคะแนนความสัมพันธ์ต่อการเกิดน้ำท่วมในแต่ละชั้นปัจจัยย่อย โดยที่ 1 หมายถึง ค่าความสัมพันธ์ต่อการเกิดน้ำท่วมสูงสุด และ 0 หมายถึง ค่าความสัมพันธ์ต่อการเกิดน้ำท่วมต่ำสุด คำนวณดังสมการที่ (3)

$$RF = \frac{FR_{ij}}{\sum_{i=1}^m FR_{ij}} \quad (3)$$

โดยที่ค่า RF คือ ค่าอัตราส่วนความถี่สัมพัทธ์ ที่ได้จากปรับฐาน (Normalization) ค่า FR ให้ได้เป็นค่าความสัมพันธ์ต่อการเกิดน้ำท่วม มีค่าอยู่ในช่วง 0 ถึง 1 ทั้งนี้คำนวณจากผลหารของค่า FR ของชั้นปัจจัยย่อยที่ i ของปัจจัย j หารด้วยผลรวมของค่า FR จากทุกชั้นปัจจัยในปัจจัยหลักนั้น ๆ และ m คือ จำนวนชั้นปัจจัยย่อยของปัจจัย j

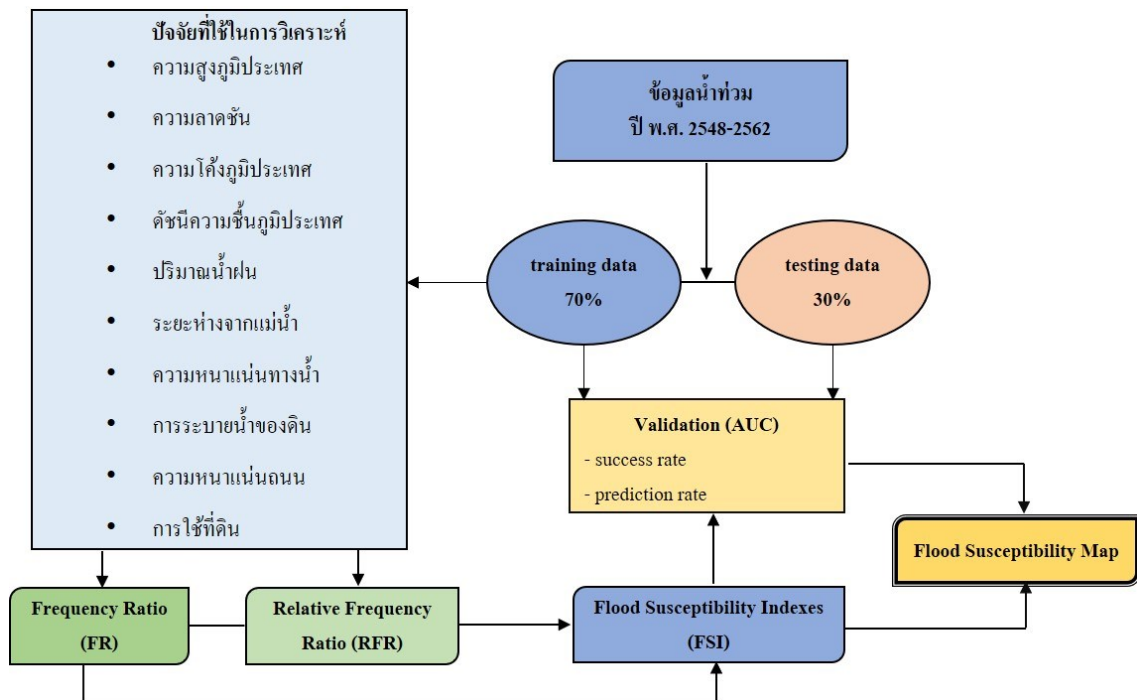
ในส่วน of ค่าถ่วงน้ำหนักของปัจจัย จะได้จากค่า RF ของแต่ละชั้นปัจจัยย่อย นำมาคำนวณเป็นค่าคาดการณ์ (prediction rate: PR) (Acharya & Lee, 2019; Ullah & Zhang, 2020) ทั้งนี้ค่า PR ได้จาก ค่าความแตกต่างระหว่างค่า RF สูงสุด กับค่า RF ต่ำสุดของแต่ละปัจจัย หารด้วย ค่าต่ำสุดของ ค่าผลต่างของ ค่า RF สูงสุด กับ ค่า RF ต่ำสุด ที่เปรียบเทียบจากทุกปัจจัยที่ใช้ในการวิเคราะห์

$$PR = \frac{(RF_{\max} - RF_{\min})}{(RF_{\max} - RF_{\min})_{\min}} \quad (4)$$

เมื่อได้ค่า RF และ ค่า PR ของแต่ละปัจจัยแล้ว นำมาหาค่าดัชนีความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วม หรือ FSI ดังสมการ (5) โดยคำนวณจากผลรวมของ ผลคูณระหว่างค่า RF ของชั้นปัจจัยย่อย กับ ค่า PR ซึ่งเป็นค่าถ่วงน้ำหนักของปัจจัยนั้น ๆ (Ullah & Zhang, 2020) โดยที่ n คือ จำนวนปัจจัยทั้งหมดที่ใช้ในการศึกษา

$$FSI_{RFR} = \sum_{i=1}^n RF_i \times PR_i \quad (5)$$

ผลจากการวิเคราะห์ดัชนีความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วม (FSI) จะนำเข้าสู่กระบวนการประเมินประสิทธิภาพและจัดทำเป็นแผนที่พื้นที่อ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วม ดังแผนผังกระบวนการวิเคราะห์ (รูปที่ 2)



รูปที่ 2 แผนผังกระบวนการวิเคราะห์

2.3 การประเมินความสัมพันธ์ของผลการวิเคราะห์กับพื้นที่น้ำท่วม

ผลวิเคราะห์ดัชนีความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมทั้งด้วยวิธีการ FR และ RFR จำเป็นจะต้องนำมาจัดกลุ่มใหม่เพื่อแบ่งระดับความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วม 5 ระดับ ได้แก่ ระดับต่ำมาก ระดับต่ำ ระดับปานกลาง ระดับมาก และระดับมากที่สุด ผลของการทำการจัดกลุ่มใหม่นำมาทำการเปรียบเทียบค่า relative flood density (RFD) เพื่อหาความสัมพันธ์ระหว่างสัดส่วนของพื้นที่ผลลัพธ์กับสัดส่วนของพื้นที่น้ำท่วม โดยนำเอาข้อมูลพื้นที่น้ำท่วมทดสอบ 30% ซึ่งเป็นข้อมูลที่ไม่ได้นำไปใช้ในการสร้างแบบจำลองมาใช้ในการวิเคราะห์ ทั้งนี้ หากผลการวิเคราะห์ค่า relative flood density ในระดับความอ่อนไหวระดับสูงและระดับสูงมากมีค่าผลรวมอยู่ในระดับสูง จะแสดงถึงความสอดคล้องกันระหว่างผลการวิเคราะห์หลังการจัดกลุ่มใหม่กับข้อมูลที่ใช้ในการทดสอบ และมีการนำไปใช้เพื่อการประเมินผลลัพธ์ในหลายงานวิจัย (Paul et al., 2019; Mersha & Meten, 2020) สามารถหาได้จากสมการ (6)

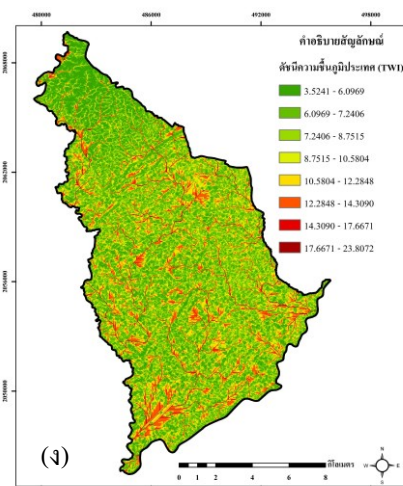
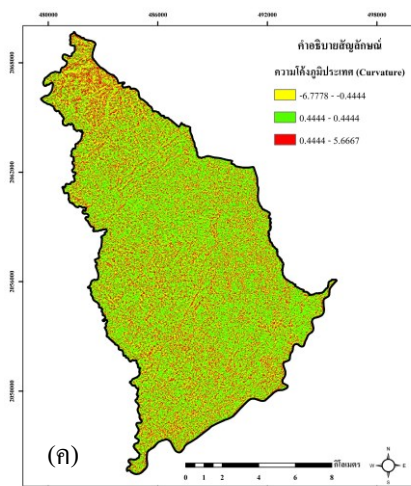
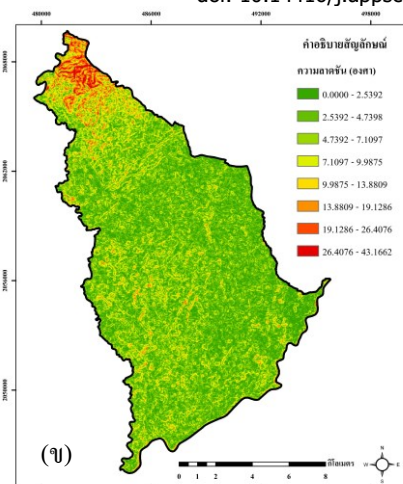
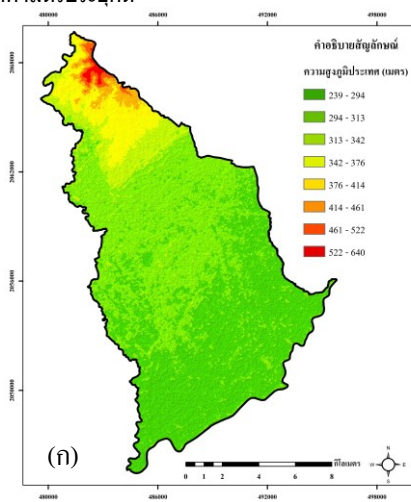
$$\text{relative flood density} = \frac{\text{ร้อยละของพื้นที่น้ำท่วมในระดับความอ่อนไหว}_i / \text{ร้อยละของพื้นที่ระดับความอ่อนไหว}_i}{\sum (\text{ร้อยละของพื้นที่น้ำท่วมในระดับความอ่อนไหว}_i / \text{ร้อยละของพื้นที่ระดับความอ่อนไหว}_i)} \times 100 \quad (6)$$

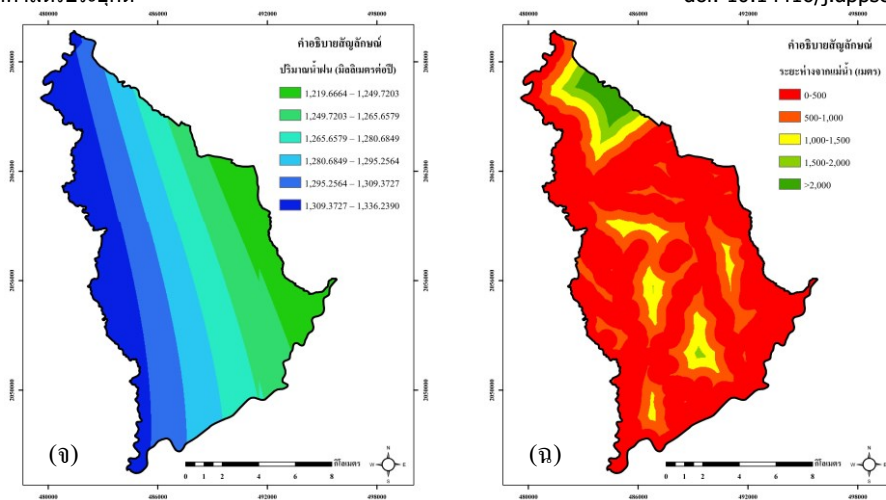
3. การประเมินประสิทธิภาพของการวิเคราะห์ด้วยการหาพื้นที่ใต้เส้นโค้ง (area under the curve: AUC)

การประเมินประสิทธิภาพของการวิเคราะห์ เพื่อตรวจสอบความถูกต้องและความสอดคล้องของผลการวิเคราะห์กับเหตุการณ์ที่เกิดขึ้นอดีต โดยการนำผลลัพธ์ดัชนีความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมแบ่งออกเป็น 100 ส่วน จัดเรียงจากดัชนีที่มีค่ามากที่สุดไปหาค่าน้อยที่สุด แบ่งเป็นช่วงชั้นที่ 1 ถึงช่วงชั้นที่ 100 จากนั้นจึงนำมาซ้อนทับกับข้อมูลพื้นที่น้ำท่วมในอดีต เพื่อวิเคราะห์ว่าข้อมูลพื้นที่น้ำท่วมซ้อนทับตรงกันกับดัชนีความอ่อนไหวในช่วงใด โดยทำการประเมิน 2 วิธี ได้แก่ 1) การวัดอัตราความสำเร็จ (success rate) ได้จากการวิเคราะห์เปรียบเทียบกับข้อมูลพื้นที่น้ำท่วมตัวอย่าง (training data) ร้อยละ 70 และ 2) การวัดอัตราการคาดการณ์ (prediction rate) ซึ่งได้จากการเปรียบเทียบผลลัพธ์กับข้อมูลพื้นที่น้ำท่วมทดสอบ (testing data) ร้อยละ 30 ทั้งนี้ และทำการหาอัตราพื้นที่ใต้เส้นโค้ง (AUC) โดยที่ค่า 1 หรือร้อยละ 100 จะแสดงถึงความถูกต้องสูงสุดที่เป็นไปได้

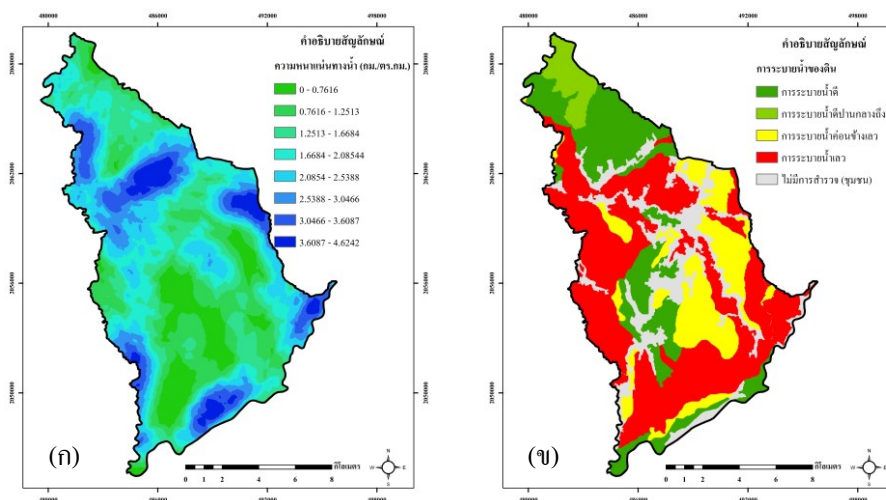
ผลและวิจารณ์ผลการวิจัย

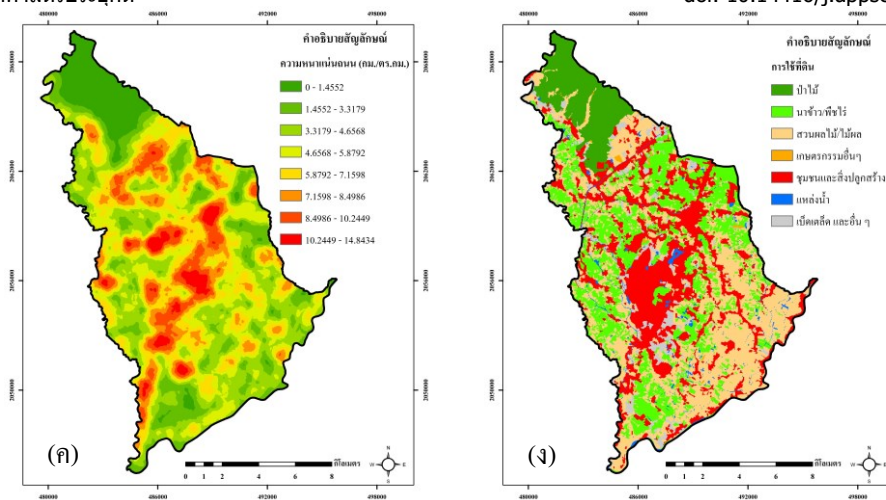
ผลการวิเคราะห์พื้นที่น้ำท่วม (trainind data) กับปัจจัยเชิงสาเหตุที่มีอิทธิพลต่อการเกิดน้ำท่วมด้วยการวิเคราะห์ค่าอัตราส่วนความถี่ (FR) พบว่า ปัจจัยด้านความสูงภูมิประเทศ ช่วงชั้น 294-313 เมตร เป็นพื้นที่ที่มีน้ำท่วมมากที่สุด คิดเป็นค่า FR เป็น 1.1697 (ตารางที่ 1) รองลงมาเป็นช่วงชั้น 239-294 เมตร มีค่า FR เป็น 1.1291 ในขณะที่ความสูงมากกว่า 414 เมตร มีค่า FR เป็น 0 ซึ่งหมายถึงมีความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมต่ำสุด ส่วนปัจจัยด้านความลาดชัน พบว่า ความลาดชันระดับ 0-2.5392 องศา มีความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมมากที่สุด โดยมีค่า FR อยู่ที่ 1.1343 ในทางกลับกัน ความลาดชันที่สูงกว่า 26.4076 องศา มีค่า FR เป็น 0 เนื่องจากไม่ปรากฏพื้นที่น้ำท่วมในลักษณะดังกล่าว ปัจจัยต่อมา ได้แก่ ปัจจัยความโค้งภูมิประเทศ พบว่า พื้นที่ที่มีค่าความโค้ง -0.444-0.4444 หรือระดับราบเรียบ (flat) มีค่า FR เป็น 1.0320





รูปที่ 3 ปัจจัยที่ใช้ในการวิเคราะห์ (ก) ความสูงภูมิประเทศ (ข) ความลาดชัน (ค) ความโค้งภูมิประเทศ (ง) ดัชนีความชื้นภูมิประเทศ (จ) ปริมาณน้ำฝน และ (ฉ) ระยะห่างจากแม่น้ำ





รูปที่ 4 ปัจจัยที่ใช้ในการวิเคราะห์ (ก) ความหนาแน่นทางน้ำ (ข) การระบายน้ำของดิน (ค) ความหนาแน่นถนน และ (ง) การใช้ที่ดิน

ปัจจัยด้านดัชนีความชื้นภูมิประเทศ (TWI) พบว่า ช่วงชั้นที่มีความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมสูงสุด ได้แก่ 17.6671-23.8072 มีค่า FR เป็น 1.3510 และยังพบว่าช่วงชั้นที่มีค่า TWI สูงจะมีค่า FR สูงแปรผันตามกัน ปัจจัยด้านปริมาณน้ำฝน พบว่า ช่วงชั้นปริมาณน้ำฝนที่ 1,219.6664-1,249.7203 มิลลิเมตรต่อปี มีค่า FR สูงที่สุดที่ 1.3207 ด้านระยะห่างจากแม่น้ำ พบว่า พื้นที่ที่อยู่ใกล้แม่น้ำมากจะมีค่า FR สูง ระยะห่าง 500-1,000 เมตร มีค่า FR เป็น 1.0558 ส่วนระยะ 0-500 เมตร มีค่า FR เป็น 1.0489 ในขณะเดียวกัน พื้นที่ที่อยู่ห่างไกลจากแม่น้ำระยะ 2,000 เมตร ขึ้นไป มีค่า FR เป็น 0 หรือมีความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมต่ำ ปัจจัยต่อมาเป็นปัจจัยด้านความหนาแน่นของทาง

น้ำ พบว่า ช่วงชั้นความหนาแน่นของทางน้ำ 0-0.7616 กิโลเมตรต่อตารางกิโลเมตร มีค่า FR สูงสุดที่ 1.3404 รองลงมาได้แก่ ช่วงชั้น 2.5388-3.0466 กิโลเมตรต่อตารางกิโลเมตร มีค่า FR เป็น 1.1099

ปัจจัยด้านการระบายน้ำของดิน พบว่า ดินที่มีการระบายน้ำค่อนข้างเร็ว และดินที่มีการระดับน้ำเลว มีความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมสูง โดยมีค่า FR อยู่ที่ 1.2917 และ 1.2473 ตามลำดับ ในขณะที่ดินที่มีการระบายน้ำดี มีค่า FR เป็น 0 อีกปัจจัยหนึ่ง ได้แก่ ปัจจัยด้านความหนาแน่นถนน พบว่า ช่วงชั้นที่ 1.4552-3.3179 กิโลเมตรต่อตารางกิโลเมตร มีค่า FR สูงสุดที่ 1.3448 และปัจจัยสุดท้ายได้แก่ ปัจจัยด้านการใช้ที่ดิน พบว่า กลุ่มการใช้ประเภทที่มีความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมสูงสุด ได้แก่ พื้นที่นาข้าว/พืชไร่ มีค่า FR สูงถึง 1.7463 แสดงถึงการเกิดน้ำท่วมในพื้นที่เหล่านี้เป็นสัดส่วนค่อนข้างสูง ส่วนกลุ่มประเภทการใช้ที่ดินที่มีความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมต่ำสุด ได้แก่ พื้นที่ป่าไม้ ซึ่งมีค่า FR อยู่ที่ 0.1644

การวิเคราะห์ความอ่อนไหวด้วยวิธีการอัตราส่วนความถี่สัมพัทธ์ (relative frequency ratio: RFR) ได้ผลลัพธ์ค่า RF ที่ได้จากการปรับฐานค่า FR ให้อยู่ในช่วง 0-1 ได้ผลลัพธ์แต่ละช่วงชั้นปัจจัยดังตารางที่ 1 และจากการวิเคราะห์ค่า PR ซึ่งแสดงค่าถ่วงน้ำหนักของปัจจัย พบว่า ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการเกิดน้ำท่วมมากที่สุด ได้แก่ ปัจจัยความสูงภูมิประเทศ มีค่า PR เป็น 14.3180 (ตารางที่ 1) รองลงมา ได้แก่ ปัจจัยระยะห่างจากแม่น้ำ มีค่า PR เป็น 12.6181 และการระบายน้ำของดิน มีค่า PR เป็น 12.3270 ส่วนปัจจัยอื่น ๆ มีอิทธิพลรองลงมาตามลำดับ ได้แก่ การใช้ที่ดิน ความลาดชัน ความหนาแน่นถนน ปริมาณน้ำฝน ดัชนีความชื้นภูมิประเทศ ความหนาแน่นทางน้ำ และความโค้งภูมิประเทศ มีค่า PR เป็น 12.3270, 9.9368, 8.7732, 5.9499, 3.3671, 2.8949, 2.3703 และ 1 ตามลำดับ

ผลการวิเคราะห์ความอ่อนไหวที่เป็นค่าคะแนนของแต่ละปัจจัย ได้นำเข้าสู่ระบบสารสนเทศภูมิศาสตร์ เพื่อทำการซ้อนทับด้วยการทำ Map Algebra ด้วยการซ้อนทับข้อมูลจากทั้ง 10 ปัจจัย ทำให้ได้เป็นค่าดัชนีความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วม (FSI) จาก 2 ทั้งวิธีการ FR และ RFR จำนวนตามดังสมการ (7) และ (8) ซึ่งวิธีการ RFR ได้มีการคูณค่าคะแนนด้วยค่าถ่วงน้ำหนักจาก 10 ปัจจัยดังแสดงไว้ในตารางที่ 1 ผลที่ได้มาจัดกลุ่มใหม่ (reclassification) แบ่งเป็นระดับความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วม 5 ระดับ ด้วยวิธีการจัดกลุ่มแบบ Natural Breaks แบ่งระดับความอ่อนไหว เป็น 5 ระดับ ได้แก่ 1) ระดับต่ำมาก 2) ระดับต่ำ 3) ระดับปานกลาง 4) ระดับสูง และ 5) ระดับสูงมาก (ตารางที่ 2)

$$FSI_{FR} = FR_{\text{ความสูงภูมิประเทศ}} + FR_{\text{ความลาดชัน}} + FR_{\text{ความโค้งภูมิประเทศ}} + FR_{\text{ดัชนีความชื้นภูมิประเทศ}} + FR_{\text{ปริมาณน้ำฝน}} \quad (7)$$

$$+ FR_{\text{ระยะห่างจากแม่น้ำ}} + FR_{\text{ความหนาแน่นทางน้ำ}} + FR_{\text{การระบายน้ำของดิน}} + FR_{\text{ความหนาแน่นถนน}} + FR_{\text{การใช้ที่ดิน}}$$

$$FSI_{RFR} = (RF_{\text{ความสูงภูมิประเทศ}} \times 14.3180) + (RF_{\text{ความลาดชัน}} \times 8.7732) + (RF_{\text{ความโค้งภูมิประเทศ}} \times 1.00) \quad (8)$$

$$+ (RF_{\text{ดัชนีความชื้นภูมิประเทศ}} \times 2.8949) + (RF_{\text{ปริมาณน้ำฝน}} \times 3.3671)$$

$$+ (RF_{\text{ระยะห่างจากแม่น้ำ}} \times 12.6181) + (RF_{\text{ความหนาแน่นทางน้ำ}} \times 2.3703)$$

$$+ (RF_{\text{การระบายน้ำของดิน}} \times 12.3270) + (RF_{\text{ความหนาแน่นถนน}} \times 5.9499)$$

$$+ (RF_{\text{การใช้ที่ดิน}} \times 9.9368)$$

ตารางที่ 1 ผลการวิเคราะห์ค่า FR, RF และ PR

ปัจจัย	กลุ่ม/ช่วงชั้นของปัจจัย	พื้นที่ศึกษา (ร้อยละ)	พื้นที่เกิดน้ำท่วม (ร้อยละ)	วิธีการ FR		วิธีการ RFR	
				FR	RF	PR	
ความสูงภูมิประเทศ (elevation) (หน่วย: เมตร)	239 - 294	43.3693	48.9682	1.1291	0.3626	14.3180	
	294 - 313	39.6038	46.3237	1.1697	0.3756		
	313 - 342	6.8507	3.2129	0.4690	0.1506		
	342 - 376	4.3534	1.4776	0.3394	0.1090		
	376 - 414	2.6650	0.0177	0.0066	0.0021		
	414 - 461	1.9344	0.0000	0.0000	0.0000		
	461 - 522	0.8209	0.0000	0.0000	0.0000		
	522 - 640	0.4026	0.0000	0.0000	0.0000		
ความลาดชัน (slope)	0.0000 - 2.5392	25.7669	29.2263	1.1343	0.2302		

(หน่วย: องศา)	2.5392 - 4.7398	33.2164	36.6371	1.1030	0.2238	8.7732
	4.7392 - 7.1097	21.4203	21.7373	1.0148	0.2059	
	7.1097 - 9.9875	10.9737	9.1435	0.8332	0.1691	
	9.9875 - 13.8809	4.8276	2.6875	0.5567	0.1130	
	13.8809 - 19.1286	2.1331	0.5153	0.2416	0.0490	
	19.1286 - 26.4076	1.1950	0.0530	0.0444	0.0090	
	26.4076 - 43.1662	0.4670	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
ความโค้งภูมิประเทศ (curvature)	-6.7778 - -0.4444	27.1326	26.4757	0.9758	0.3294	
	-0.4444 - 0.4444	51.3403	52.9817	1.0320	0.3484	
	0.4444 - 5.6667	21.5272	20.5425	0.9543	0.3222	
ดัชนีความชื้นภูมิประเทศ (TWI)	3.5241 - 6.0969	19.4958	13.1444	0.6742	0.0757	2.8949
	6.0969 - 7.2406	28.9985	27.7992	0.9586	0.1076	
	7.2406 - 8.7515	17.3808	17.9283	1.0315	0.1158	
	8.7515 - 10.5804	11.5237	12.3210	1.0692	0.1200	
	10.5804 - 12.2848	11.4443	14.1547	1.2368	0.1388	
	12.2848 - 14.3090	7.5159	9.9644	1.3258	0.1488	
	14.3090 - 17.6671	2.6613	3.3644	1.2642	0.1419	3.3671
	17.6671 - 23.8072	0.9796	1.3235	1.3510	0.1516	
ปริมาณน้ำฝน (rainfall)	1,219.6664 - 1,249.7203	11.0407	14.5816	1.3207	0.2155	
	1,249.7203 - 1,265.6579	15.3681	13.8895	0.9038	0.1475	
(หน่วย: มิลลิเมตร)	1,265.6579 - 1,280.6849	16.0670	18.3350	1.1412	0.1862	
	1,280.6849 - 1,295.2564	17.9578	14.9807	0.8342	0.1361	
	1,295.2564 - 1,309.3727	19.9254	22.9067	1.1496	0.1876	
	1,309.3727 - 1,336.2390	19.6410	15.3065	0.7793	0.1272	

ตารางที่ 1 ผลการวิเคราะห์ค่า FR, RF และ PR (ต่อ)

ปัจจัย	กลุ่ม/ช่วงชั้นของปัจจัย	พื้นที่ศึกษา (ร้อยละ)	พื้นที่เกิดน้ำท่วม (ร้อยละ)	วิธีการ FR		วิธีการ RFR	
				FR	RF	PR	
ระยะห่างจากแม่น้ำ (distance from the river)	0-500	67.1712	70.4554	1.0489	0.3289	12.6181	
	500-1,000	21.1940	22.3763	1.0558	0.3310		
	1,000-1,500	7.3717	6.8147	0.9244	0.2899		
	1,500-2,000	2.2083	0.3536	0.1601	0.0502		
(หน่วย: เมตร)	>2,000	2.0548	0.0000	0.0000	0.0000		
ความหนาแน่นทางน้ำ (Stream Density)	0.0000 - 0.7616	10.3002	13.8062	1.3404	0.1626	2.3703	
	0.7616 - 1.2513	17.8909	16.9786	0.9490	0.1151		
	1.2513 - 1.6684	19.3645	17.3449	0.8957	0.1087		
(หน่วย: กม./ตร.กม.)	1.6684 - 2.0854	17.4841	14.4730	0.8278	0.1004		
	2.0854 - 2.5388	14.6271	15.7132	1.0742	0.1303		

	2.5388 - 3.0466	9.3216	10.3458	1.1099	0.1346	
	3.0466 - 3.6087	7.1039	7.4310	1.0460	0.1269	
	3.6087 - 4.6242	3.9077	3.9075	0.9999	0.1213	
การระบายน้ำ	ดี	21.1530	10.9974	0.5199	0.1302	
ของดิน	ดีปานกลางถึงดี	4.3072	0.0000	0.0000	0.0000	
(soil drainage)	ค่อนข้างเลว	17.0332	22.0025	1.2917	0.3234	12.3270
	เลว	42.3554	52.8302	1.2473	0.3123	
	ไม่มีการสำรวจ	15.1512	14.1699	0.9352	0.2341	
ความหนาแน่นถนน	0.0000 - 1.4552	8.7493	1.5054	0.1721	0.0229	
(road density)	1.4552 - 3.3179	12.0239	16.1703	1.3448	0.1790	
(หน่วย:กม./ตร.กม.)	3.3179 - 4.6568	23.5378	25.0183	1.0629	0.1415	
	4.6568 - 5.8792	20.5055	22.2500	1.0851	0.1444	5.9499
	5.8792 - 7.1598	15.4029	15.9051	1.0326	0.1374	
	7.1598 - 8.4986	10.3319	10.4797	1.0143	0.1350	
	8.4986 - 10.2449	7.0510	6.5949	0.9353	0.1245	
	10.2449 - 14.8434	2.3977	2.0762	0.8659	0.1153	
การใช้ที่ดิน	ป่าไม้	9.4176	1.5483	0.1644	0.0271	
(land use)	นาข้าว/พืชไร่	25.1209	43.8686	1.7463	0.2878	
	สวนผลไม้/ไม้ผล	33.6393	24.2050	0.7195	0.1186	9.9368
	เกษตรกรรมอื่น ๆ	0.3845	0.3258	0.8474	0.1397	
	ชุมชนและสิ่งปลูกสร้าง	23.9612	23.9322	0.9988	0.1646	
	แหล่งน้ำ	2.1746	1.6115	0.7410	0.1221	
	พื้นที่เบ็ดเตล็ดและอื่น ๆ	5.3019	4.5086	0.8504	0.1401	

ผลการวิเคราะห์ความอ่อนไหวด้วยวิธีการ FR พบว่า พื้นที่อำเภอสันป่าตองจัดอยู่ในพื้นที่อ่อนไหวระดับสูงมาก 42.8094 ตารางกิโลเมตร หรือคิดเป็นร้อยละ 24.6809 ของพื้นที่ทั้งหมด (ตารางที่ 2) ระดับสูง 71.9910

ตารางกิโลเมตร หรือร้อยละ 41.5050 ระดับปานกลาง 36.3816 ตารางกิโลเมตร ระดับต่ำ 10.2303 ตารางกิโลเมตร หรือร้อยละ 5.8981 และระดับต่ำมาก 12.0393 ตารางกิโลเมตร หรือร้อยละ 6.9410 โดยพื้นที่ที่มีความอ่อนไหวระดับสูงมากอยู่บริเวณด้านตะวันออกเฉียงเหนือ และด้านตะวันตกเฉียงใต้ของพื้นที่ ส่วนพื้นที่ที่มีความอ่อนไหวระดับต่ำมากอยู่บริเวณด้านทิศเหนือของพื้นที่ ดังรูปที่ 5

ในส่วนผลการวิเคราะห์ด้วยวิธีการ RFR พบว่า พื้นที่ที่อยู่ในระดับความอ่อนไหวสูงมากมีทั้งสิ้น 48.9114 ตารางกิโลเมตร หรือคิดเป็นร้อยละ 28.1989 ระดับสูง 94.2597 ตารางกิโลเมตร หรือร้อยละ 54.3435 ระดับปานกลาง 13.8933 ตารางกิโลเมตร หรือร้อยละ 8.0099 ระดับต่ำ 7.9497 ตารางกิโลเมตร หรือร้อยละ 4.5832 และระดับต่ำมาก 8.4375 ตารางกิโลเมตร หรือร้อยละ 4.8645 พื้นที่ที่มีความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมในระดับสูงมากกระจายอยู่ในพื้นที่ด้านตะวันตก ตะวันออกเฉียงเหนือ และตะวันตกเฉียงใต้ของพื้นที่ ดังรูปที่ 6 เมื่อเปรียบเทียบกับวิธีการ FR พบว่า วิธี RFR ให้ผลลัพธ์พื้นที่อ่อนไหวระดับสูงมากและระดับสูง คิดเป็นพื้นที่รวมมากกว่า โดย 2 ระดับดังกล่าว

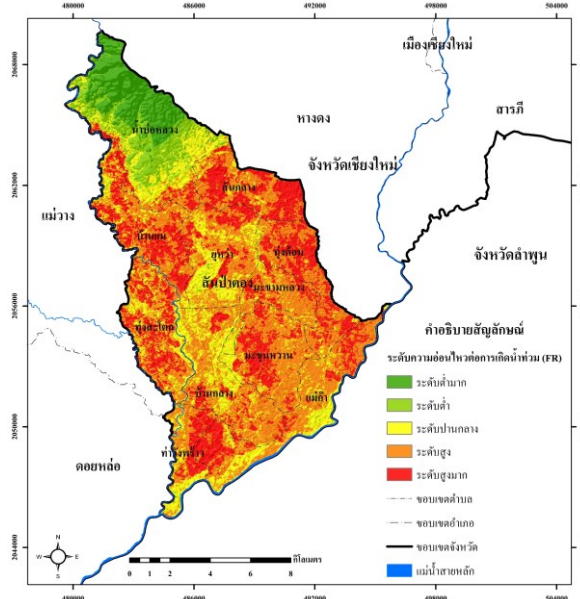
คิดเป็นพื้นที่รวม ถึงร้อยละ 82.5424 ในขณะที่วิธีการ FR คิดเป็นพื้นที่รวม 2 ระดับเป็น ร้อยละ 66.1859 (ตารางที่ 2)

นอกจากนี้ เมื่อนำข้อมูลพื้นที่น้ำท่วมทั้งหมดเมื่อปี พ.ศ. 2548, 2552, 2553 และ 2554 มาวิเคราะห์ด้วยการซ้อนทับ พบว่า วิธีการ RFR มีผลการวิเคราะห์ที่สอดคล้องกับพื้นที่น้ำท่วมมากกว่าวิธีการ FR ทั้งนี้ วิธีการ RFR พื้นที่น้ำท่วม ซ้อนทับตรงกันกับพื้นที่อ่อนไหวระดับสูงมากร้อยละ 49.7149 ของพื้นที่น้ำท่วมทั้งหมด และอยู่ในระดับอ่อนไหว สูง คิดเป็นร้อยละ 45.3626 ในขณะที่วิธีการ FR พื้นที่น้ำท่วมในอดีตซ้อนทับตรงกันกับพื้นที่อ่อนไหวระดับสูงมาก และระดับสูง คิดเป็นร้อยละ 44.2556 และ 38.2412 ตามลำดับ

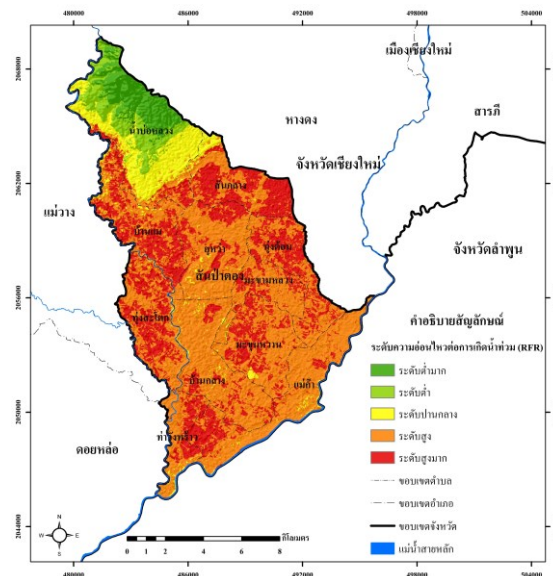
ตารางที่ 2 ผลการวิเคราะห์ระดับความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วม และผลการเปรียบเทียบพื้นที่น้ำท่วม และพื้นที่น้ำท่วมทดสอบจำแนกตามระดับความอ่อนไหว

วิธีการ วิเคราะห์	ระดับความ อ่อนไหว	พื้นที่ทั้งหมด		พื้นที่น้ำท่วมทั้งหมด		พื้นที่น้ำท่วมทดสอบ		
		ตร.กม.	ร้อยละ	ตร.กม.	ร้อยละ	ตร.กม.	ร้อยละ	RFD*
อัตราส่วน ความถี่ (FR)	ระดับต่ำมาก	12.0393	6.9410	0.0675	0.1137	0.0162	0.0682	0.2594
	ระดับต่ำ	10.2303	5.8981	1.3104	2.2080	0.4452	1.8882	8.4444
	ระดับปานกลาง	36.3816	20.9751	9.0099	15.1815	3.6612	15.4243	19.3967
	ระดับสูง	71.9910	41.5050	22.6953	38.2412	8.9847	37.8517	24.0553
	ระดับสูงมาก	42.8094	24.6809	26.2647	44.2556	10.6263	44.7676	47.8442
	รวม	173.4516	100.0000	59.3478	100.0000	23.7366	100.0000	100.0000
อัตราส่วน ความถี่ สัมพัทธ์ (RFR)	ระดับต่ำมาก	8.4375	4.8645	0.0162	0.0273	0.0081	0.0341	0.2152
	ระดับต่ำ	7.9497	4.5832	0.3996	0.6733	0.0855	0.0302	2.4111
	ระดับปานกลาง	13.8933	8.0099	2.5056	4.2219	1.0584	4.4589	17.0780
	ระดับสูง	94.2597	54.3435	26.9217	45.3626	10.5291	44.3581	25.0413
	ระดับสูงมาก	48.9114	28.1989	29.5047	49.7149	12.0555	50.7887	55.2544
	รวม	173.4516	100.0000	59.3478	100.0000	23.7366	100.00	100.0000

*RFD คือ ค่า relative flood density (RFD) คำนวณได้จากสมการ (6)



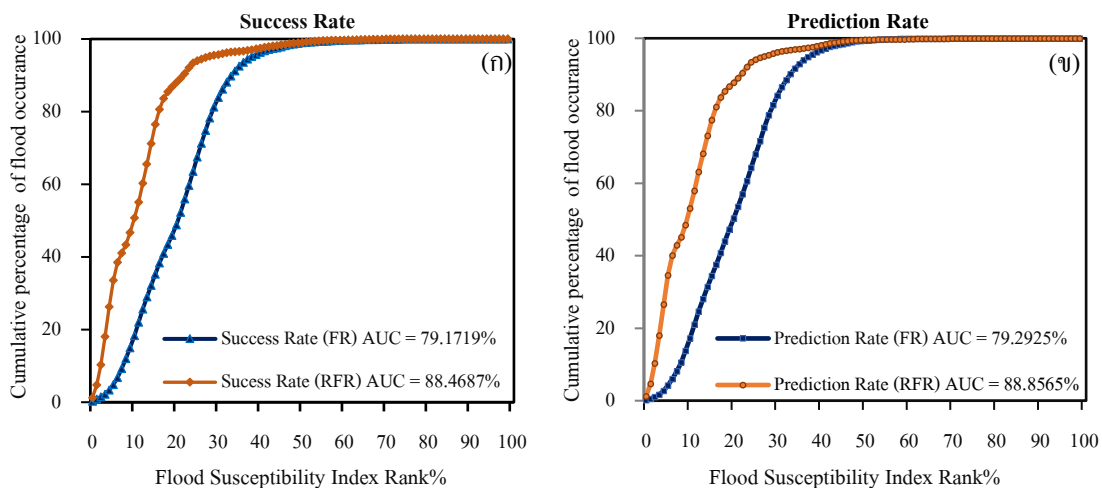
รูปที่ 5 แผนที่พื้นที่อ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมด้วยวิธีการอัตราส่วนความถี่ (frequency ratio: FR)



รูปที่ 6 แผนที่พื้นที่อ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมด้วยวิธีอัตราส่วนความถี่สัมพัทธ์ (relative frequency ratio: RFR)

การประเมินความสัมพันธ์ของผลการวิเคราะห์กับพื้นที่น้ำท่วมทดสอบ จากค่า relative flood density (RFD) ผลการวิเคราะห์พบว่า ผลลัพธ์ของระดับความอ่อนไหวสูงมากและสูงจากวิธีการ RFR มีค่าความสัมพันธ์ที่ 55.2544 และ 25.0413 รวมเป็น 80.2957 (ตารางที่ 2) ในขณะที่ ผลลัพธ์ของระดับความอ่อนไหวสูงมากและสูงจากวิธีการ FR ให้ผลลัพธ์ค่าความสัมพันธ์ RFD ที่ 47.8442 และ 24.0553 คิดเป็นผลรวม 71.8995 ซึ่งเห็นได้ว่า วิธีการ RFR ให้ผลความสัมพันธ์กับข้อมูลพื้นที่น้ำท่วมทดสอบสูงกว่าวิธีการ FR นอกจากนี้ ผลการซ้อนทับผลลัพธ์จากวิธีการ RFR กับข้อมูลพื้นที่น้ำท่วมทดสอบ พบว่า มีความสอดคล้องกันกับระดับความอ่อนไหวสูงมากร้อยละ 50.7887 ระดับสูง 44.3581 รวมเป็น ร้อยละ 95.1468 ส่วนวิธีการ FR มีผลลัพธ์ที่ระดับความอ่อนไหวสูงมากที่ร้อยละ 44.7676 และระดับอ่อนไหวสูง ร้อยละ 37.8517 รวมเป็น ร้อยละ 82.6193 ของพื้นที่น้ำท่วมทดสอบทั้งหมด

การประเมินประสิทธิภาพของการวิเคราะห์ ด้วยการหาพื้นที่ใต้เส้นโค้ง (AUC) โดยประเมินค่าอัตราความสำเร็จ (success rate) จากการทดสอบด้วยข้อมูลพื้นที่น้ำท่วมตัวอย่าง (training data) ร้อยละ 70 และ ประเมินอัตราการคาดการณ์ (prediction rate) ทดสอบข้อมูลพื้นที่น้ำท่วมทดสอบ (testing data) ร้อยละ 30 ผลการประเมินพบว่า วิธีการ RFR มีประสิทธิภาพของการวิเคราะห์สูงกว่าวิธีการ FR โดยวิธี RFR มีอัตราความสำเร็จ ร้อยละ 88.4687 และอัตราการคาดการณ์ ที่ร้อยละ 88.8565 ในขณะที่วิธีการ FR มีอัตราความสำเร็จร้อยละ 79.1719 และมีอัตราการคาดการณ์ ที่ร้อยละ 79.2925 ดังรูปที่ 7 (ก) และ (ข)



รูปที่ 7 (ก) การประเมินอัตราความสำเร็จ (success rate) และ (ข) การประเมินอัตราการคาดการณ์ (prediction rate)

ในด้านกระบวนการวิเคราะห์จะเห็นว่าการศึกษาค้นคว้าพบว่า วิธีการ RFR ให้ผลลัพธ์ประสิทธิภาพในการวิเคราะห์ความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมในพื้นที่ศึกษานี้สูงกว่าวิธีการ FR อีกทั้งยังสามารถแสดงค่าระดับอิทธิพลของปัจจัยที่ส่งผลต่อการเกิดน้ำท่วม ซึ่งการวิจัยนี้พบว่าปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการเกิดน้ำท่วมค่อนข้างสูงได้แก่ กลุ่มปัจจัยด้านภูมิประเทศ โดยเฉพาะ ความสูงภูมิประเทศ ความลาดชัน ซึ่งมีค่า PR ที่ 14.318 และ 8.7732

สอดคล้องกับ งานของ Ullah & Zhang (2020) ที่พบว่า ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการเกิดน้ำท่วมในลุ่มน้ำ Panjkora ประเทศปากีสถาน เป็นกลุ่มปัจจัยด้านภูมิประเทศเช่นกัน ในส่วนปัจจัยที่ผู้วิจัยทดลองนำมาใช้ศึกษาเพิ่มเติม ผู้วิจัยเห็นว่า ปัจจัยดัชนีความชันภูมิประเทศ (TWI) เป็นปัจจัยที่แสดงให้เห็นถึงความสัมพันธ์กับการเกิดน้ำท่วม โดยจะเห็นว่ามีความสัมพันธ์ทางบวกกับการเกิดน้ำท่วม กล่าวคือ ค่า FR และค่า RF มีแนวโน้มสูงขึ้นเมื่อดัชนี TWI มีค่าสูงขึ้น สอดคล้องกับ Khosravi et al. (2016) และ Ullah & Zhang (2020) เช่นกัน ส่วนปัจจัยอื่นๆ ที่มีอิทธิพลต่อการเกิดน้ำท่วมในพื้นที่ศึกษาก่อนข้างสูง ได้แก่ ปัจจัยระยะห่างจากแม่น้ำ การระบายน้ำของดิน และการใช้ที่ดิน ซึ่งมีค่า PR ที่ 12.6181, 12.3270 และ 9.9368 ตามลำดับ จึงควรพิจารณานำปัจจัยเหล่านี้ไปใช้ทดลองศึกษาในพื้นที่อื่นเช่นกัน ด้านปัจจัยความหนาแน่นของถนนเป็นปัจจัยเป็นปัจจัยที่ส่งผลต่อการเกิดน้ำท่วมได้เช่นกันเนื่องจากการสร้างถนนสูงจะมีลักษณะเป็นสิ่งกีดขวางทางน้ำดังนั้นการก่อสร้างถนนควรพิจารณาออกแบบด้านประสิทธิภาพในการระบายน้ำ โดยเฉพาะบริเวณที่เป็นที่ลุ่มต่ำ

ปัจจัยด้านปริมาณน้ำฝนเป็นปัจจัยที่การศึกษากครั้งนี้ได้ผลลัพธ์ค่าอิทธิพลต่อการเกิดน้ำท่วมก่อนข้างต่ำ ซึ่งเกิดจากพื้นที่ศึกษามีปริมาณน้ำฝนเฉลี่ยไม่แตกต่างกันมากนัก จึงเกิดน้ำท่วมทั้งในพื้นที่ที่ฝนตกมากและฝนตกน้อย นอกจากนี้ น้ำที่ท่วมในพื้นที่ส่วนหนึ่งมาจากน้ำจากพื้นที่ต้นน้ำทางทิศเหนือและทิศตะวันตกของพื้นที่และไหลผ่านลำน้ำสายหลักลงสู่ที่ราบลุ่มในพื้นที่ศึกษา อย่างไรก็ตามการวิจัยในขนาดพื้นที่ศึกษาที่ใหญ่กว่า เช่น ระดับลุ่มน้ำหรือในระดับภูมิภาค ปัจจัยปริมาณน้ำฝนจะสามารถแสดงลักษณะการกระจายเชิงพื้นที่ของปัจจัยปริมาณน้ำฝนได้เด่นชัดกว่า ส่วนข้อจำกัดด้านตำแหน่งการตรวจวัดปริมาณน้ำฝนที่กระจายอยู่ห่างกันมากก็อาจจะเป็นเงื่อนไขที่ทำให้ข้อมูลปริมาณน้ำฝนมีความคลาดเคลื่อนไปจากความเป็นจริงได้เช่นกัน ดังงานของ Anucharn & Iamchuen (2017) ที่ไม่นำปัจจัยปริมาณน้ำฝนมาร่วมพิจารณาในการวิเคราะห์ อีกปัจจัยที่ผลการศึกษากครั้งนี้พบว่าอิทธิพลต่อการเกิดน้ำท่วมต่ำ ได้แก่ ความโค้งภูมิประเทศ ซึ่งในพื้นที่ศึกษามีสัดส่วนพื้นที่ของลักษณะความโค้งภูมิประเทศที่ใกล้เคียงกัน ทั้งพื้นที่ราบ พื้นที่ลาดเว้า และลาดชัน จึงไม่ปรากฏความสัมพันธ์กับการเกิดน้ำท่วมที่เด่นชัด

ในการศึกษาวิจัยครั้งต่อไปผู้วิจัยสามารถนำวิธีการ FR และ RFR ไปประยุกต์ใช้ศึกษาในพื้นที่ที่มีบริบทแตกต่างกันทั้งด้านสภาพภูมิประเทศ สภาพภูมิอากาศ และปัจจัยสภาพแวดล้อมอื่นๆ โดยควรทำการเปรียบเทียบกับแบบจำลองอื่นๆ ที่มีการประยุกต์ใช้ในการศึกษาวิเคราะห์พื้นที่เสี่ยงน้ำท่วม ยกตัวอย่างเช่น analytical hierarchy precess (AHP), statistical index (SI), weight of evidence (WoF), logistic regression (LR), multiple logistic regression (MLR) และ artificial neural network (ANN) (Anucharn, 2019; Anucharn & Thongjit, 2020; Khosravi et al., 2016; Paul et al., 2019; Tehrany et al., 2017) เป็นต้น การทดสอบกระบวนการและการพัฒนาเทคนิควิธีการวิเคราะห์เพื่อให้ได้ผลลัพธ์ที่มีความถูกต้องและมีความน่าเชื่อถือ จะช่วยเป็นเครื่องมือที่สำคัญที่สามารถนำไปใช้ในการวางแผนบริหารจัดการสาธารณภัยด้านน้ำท่วม เช่น การวางแผนระบบการป้องกันน้ำท่วมแบบใช้สิ่งก่อสร้าง การวางแผนการเตรียมความพร้อมของหมู่บ้านที่อยู่ในพื้นที่อ่อนไหว การพิจารณาเลือกที่ตั้งศูนย์พักพิงหรือพื้นที่ปลอดภัย การวางแผนจัดทำโครงการด้านการป้องกันและเตรียมการรับมือสาธารณภัยขององค์กรส่วนท้องถิ่น

รวมทั้งพิจารณาการสร้างเครือข่ายความร่วมมือด้านการป้องกันและการเตือนภัยระหว่างหมู่บ้าน ตำบล อำเภอที่อยู่ในพื้นที่ลุ่มน้ำเดียวกัน เป็นต้น ซึ่งสามารถนำไปประกอบการตัดสินใจได้อย่างมีประสิทธิภาพมากขึ้น

สรุปผลการวิจัย

งานวิจัยนี้ได้ประยุกต์ระบบสารสนเทศภูมิศาสตร์ร่วมกับวิธีการอัตราส่วนความถี่ (FR) และวิธีอัตราส่วนความถี่สัมพัทธ์ (RFR) เพื่อวิเคราะห์ความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมในพื้นที่อำเภอสนป่าตอง จังหวัดเชียงใหม่ โดยใช้ข้อมูลน้ำท่วมในอดีตมาวิเคราะห์ร่วมกับข้อมูลปัจจัยเชิงสาเหตุที่มีอิทธิพลต่อการเกิดน้ำท่วมจำนวน 10 ปัจจัย ได้แก่ ความสูงภูมิประเทศ ความลาดชัน ความโค้งภูมิประเทศ ดัชนีความชื้นภูมิประเทศ ปริมาณน้ำฝน ระยะห่างจากแม่น้ำ ความหนาแน่นทางน้ำ การระบายน้ำของดิน ความหนาแน่นถนน และการใช้ที่ดิน นำมาวิเคราะห์ร่วมกับข้อมูลน้ำท่วมในอดีตซึ่งได้จำแนกเป็น ข้อมูลตัวอย่าง ร้อยละ 70 เพื่อใช้สำหรับวิเคราะห์ความสัมพันธ์ต่อการเกิดน้ำท่วม ส่วนข้อมูลอีกร้อยละ 30 ใช้สำหรับการทดสอบประสิทธิภาพของการคาดการณ์

ผลการวิจัยพบว่า ผลลัพธ์จากวิธีการอัตราส่วนความถี่ (FR) พื้นที่อำเภอสนป่าตอง มีความอ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมอยู่ในระดับสูงคิดเป็นร้อยละ 41.5050 และระดับสูงมาก คิดเป็นร้อยละ 24.6809 ของพื้นที่ทั้งหมด ในขณะที่วิธีการอัตราส่วนความถี่สัมพัทธ์ (RFR) ให้ผลลัพธ์ระดับความอ่อนไหวระดับสูงมาก คิดเป็นร้อยละ 28.1989 ระดับสูง คิดเป็นร้อยละ 54.3435 ของพื้นที่ทั้งหมด พื้นที่ที่มีความอ่อนไหวในระดับสูงมากอยู่บริเวณด้านตะวันตกของพื้นที่ซึ่งเป็นบริเวณที่ราบต่ำมีแม่น้ำขานไหลผ่าน โดยเฉพาะบริเวณตำบลบ้านแม่และตำบลทุ่งสะโตก นอกจากนี้ยังพบในบริเวณด้านตะวันออกเฉียงเหนือของพื้นที่ และบริเวณตะวันตกเฉียงใต้ที่เป็นจุดต่ำสุดของพื้นที่ที่แม่น้ำขานไหลลงสู่แม่น้ำปิง ผลการวิจัยจากวิธีการ RFR ยังพบปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการเกิดน้ำท่วมมากที่สุด ได้แก่ ปัจจัยความสูงภูมิประเทศ รองลงมา ได้แก่ ระยะห่างจากแม่น้ำ และ การระบายน้ำของดิน ส่วนปัจจัยอื่นๆ ที่มีอิทธิพลรองลงมา ได้แก่ การใช้ที่ดิน ความลาดชัน ความหนาแน่นถนน ปริมาณน้ำฝน ดัชนีความชื้นภูมิประเทศ ความหนาแน่นทางน้ำ และความโค้งภูมิประเทศ ตามลำดับ

เมื่อเปรียบเทียบกับวิธีการซ้อนทับกับพื้นที่น้ำท่วมในอดีตทั้งหมด พบว่า วิธีการ RFR มีความสอดคล้องกับพื้นที่ในอดีตมากกว่าวิธีการ FR ทั้งนี้พื้นที่น้ำท่วมในอดีตซ้อนทับกับพื้นที่อ่อนไหวระดับสูงและระดับสูงมากด้วยวิธีการ FR คิดเป็นร้อยละ 82.4968 ของข้อมูลน้ำท่วมทั้งหมด ในขณะที่ผลลัพธ์จากวิธีการ RFR ข้อมูลซ้อนทับตรงกันกับข้อมูลพื้นที่น้ำท่วม คิดเป็นร้อยละ 95.0775 ของข้อมูลน้ำท่วมทั้งหมด และเมื่อทำการซ้อนทับกับข้อมูลพื้นที่น้ำท่วมทดสอบ (testing data) พบว่า ผลลัพธ์จากวิธี RFR ข้อมูลพื้นที่ทดสอบอยู่ในระดับความอ่อนไหวสูงมากและระดับสูง คิดเป็นร้อยละ 95.1468 ส่วนวิธีการ FR อยู่ที่ร้อยละ 82.6193 ของพื้นที่ทดสอบทั้งหมด

เมื่อประเมินประสิทธิภาพของวิธีการวิเคราะห์ด้วยการหาพื้นที่ใต้เส้นโค้ง (AUC) พบว่าวิธีการ FR มีอัตราความสำเร็จร้อยละ 79.1719 และมีอัตราการคาดการณ์ที่ร้อยละ 79.2925 ในขณะที่วิธีการ RFR มีอัตราความสำเร็จที่ร้อยละ 88.4687 และอัตราการคาดการณ์ร้อยละ 88.8565 จึงสรุปได้ว่าการวิเคราะห์ความอ่อนไหวต่อ

การเกิดน้ำท่วมในอำเภอสันป่าตอง จังหวัดเชียงใหม่ด้วยวิธีการอัตราส่วนความถี่สัมพัทธ์ (RFR) ให้ผลลัพธ์ประสิทธิภาพสูงกว่าวิธีการอัตราส่วนความถี่ (FR) ทั้งนี้ทั้ง 2 วิธีการควรนำไปใช้ในการทดสอบเพื่อศึกษาในพื้นที่อื่นๆ ที่มีสภาพแวดล้อมที่แตกต่างกัน รวมทั้งเป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสามารถในการนำไปใช้จัดทำแผนที่พื้นที่อ่อนไหวต่อการเกิดน้ำท่วมเพื่อการวางแผนป้องกันและบรรเทาสถานการณ์ที่จะเกิดขึ้นในอนาคต

กิตติกรรมประกาศ

งานวิจัยนี้ได้รับทุนอุดหนุนการวิจัยจากมหาวิทยาลัยราชภัฏเชียงใหม่ ผู้วิจัยขอขอบคุณสถาบันวิจัยและพัฒนาที่ได้อำนวยความสะดวกในการดำเนินงาน ขอขอบคุณภาควิชาภูมิศาสตร์ สำหรับเครื่องมือในการวิจัย และขอขอบคุณผู้ประเมินบทความที่ได้ให้ข้อเสนอแนะที่มีคุณค่ายิ่งในการพัฒนาและปรับปรุงบทความวิจัยฉบับนี้

เอกสารอ้างอิง

- Acharya, T. D., & Lee, D. H. (2019). Landslide susceptibility mapping using relative frequency and predictor rate along Araniko Highway. *KSCE Journal of Civil Engineering*, 23(2), 763–776.
<https://doi.org/10.1007/s12205-018-0156-x>
- Anucharn, T. (2019). A comparison the most appropriate method for flood susceptibility map in Khlong Nathewi Subwatershed, Songkhla Province. *The Journal of KMUTNB*, 29(4), 612-629.
<https://doi.org/10.14416/j.kmutnb.2019.09.006> (in Thai)
- Anucharn, T., & Iamchuen, N. (2017). Flood susceptibility map based on frequency ratio method at Songkhla Lake Basin in the Southern of Thailand. *Burapha Science Journal*, 106-122. (in Thai)
- Anucharn, T., & Thongjit, N. (2020). Flood susceptibility mapping using frequency ratio and statistical index methods, A case study of Nakhon Sawan Province. *The Journal of Spatial Innovation Development*, 1(1), 19-30. (in Thai)
- Duangpiboon, S., Suteerasak, T., Rattanakom, R., & Towanlong, W. (2018). Flood susceptibility mapping using geographic information system and frequency ratio analysis in the Lang Suan Watershed, Southern Thailand. *The Journal of KMUTNB*, 28(2), 259-272. <http://doi.org/10.14416/j.kmutnb.2018.03.005> (in Thai)
- Eksiripong, P., & Jirakajohnkool, S. (2014). Geographic information systems application for flood hazard analysis, in Chiang Mai Municipality. *Thai Journal of Science and Technology*, 3(3), 148-159.
http://doi.nrct.go.th/?page=resolve_doi&resolve_doi=10.14456/tjst.2014.9 (in Thai)

- Khosravi, K., Nohani, E., Maroufinia, E., & Pourghasemi, H. R. (2016). A GIS-based flood susceptibility assessment and its mapping in Iran: A comparison between frequency ratio and weights-of-evidence bivariate statistical models with multi-criteria decision-making technique. *Natural Hazards*, 83(2), 947–987. <https://doi.org/10.1007/s11069-016-2357-2>
- Kongmuang, C., Tantane, S., & Seejata, K. (2020). Urban flood hazard map using GIS of Muang Sukhothai District, Thailand. *Geographia Technica*, 15(1), 143–152. https://doi.org/10.21163/GT_2020.151.13
- Laosuwan, T., & Rotjanakusol, T. (2013). The observation and monitoring of water situation by using remote sensing technology and GIS. *Journal of Science and Technology Mahasarakham University*, 32(2), 246–256. (in Thai)
- Mersha, T., & Meten, M. (2020). GIS-based landslide susceptibility mapping and assessment using bivariate statistical methods in Simada area, northwestern Ethiopia. *Geoenvironmental Disasters*, 7(1), 20. <https://doi.org/10.1186/s40677-020-00155-x>
- Paul, G. C., Saha, S., & Hembram, T. K. (2019). Application of the GIS-based probabilistic models for mapping the flood susceptibility in Bansloi Sub-basin of Ganga-Bhagirathi River and their comparison. *Remote Sensing in Earth Systems Sciences*, 2(2–3), 120–146. <https://doi.org/10.1007/s41976-019-00018-6>
- Ruthumngong, S. (2017). Geomatics for analysis of flood and drought risk area in Klong Suan Mak Basin, Kamphaeng Phet Province. *The Golden Teak: Humanity and Social Science Journal, Kamphaeng Phet Rajabhat University*, 23(2), 86–103. (in Thai)
- Tehrany, M. S., Shabani, F., Neamah Jebur, M., Hong, H., Chen, W., & Xie, X. (2017). GIS-based spatial prediction of flood prone areas using standalone frequency ratio, logistic regression, weight of evidence and their ensemble techniques. *Geomatics, Natural Hazards and Risk*, 8(2), 1538–1561. <https://doi.org/10.1080/19475705.2017.1362038>
- Ullah, K., & Zhang, J. (2020). GIS-based flood hazard mapping using relative frequency ratio method: A case study of Panjkora River Basin, eastern Hindu Kush, Pakistan. *PLOS ONE*, 15(3), e0229153. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0229153>

Research Article

การวิเคราะห์ความเสี่ยงของ PM2.5 และ PM10 กรณีศึกษาเมือง ขอนแก่น

Risk analysis of PM2.5 and PM10: A case study at Khon Kaen City

จูรีมาต พรโสภณ¹ ปิยภัทร บุษบาบดินทร์¹ ทศพล ภูผิวิฟ้า¹ มนชยา เชียงประดิษฐ์¹
และพรรณรัตน์ ก้วยเจริญพานิชก์^{2*}

Jureemat Pornsopin¹ Piyapatr Busababodhin¹ Tossapol Phoophiwfa¹ Monchaya Chiangpradit¹
and Pannarat Guayjarernpanishk^{2*}

¹ภาควิชาคณิตศาสตร์ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยมหาสารคาม มหาสารคาม 44150 ประเทศไทย

¹Department of Mathematics, Faculty of Science, Mahasarakham University, Mahasarakham 44150, Thailand

²คณะสหวิทยาการ มหาวิทยาลัยขอนแก่น วิทยาเขตหนองคาย หนองคาย 43000 ประเทศไทย

²Faculty of Interdisciplinary Studies, Khon Kaen University, Nong Khai Campus, Nong Khai 43000, Thailand

*E-mail: panngu@kku.ac.th

Received: 19/10/2020; Revised: 21/02/2021; Accepted: 29/03/2021

บทคัดย่อ

การวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อหาความสัมพันธ์ของฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 2.5 ไมครอน (PM2.5) และ ฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 10 ไมครอน (PM10) กับตัวแปรต่าง ๆ เพื่อหาแบบจำลองและการแจกแจงที่เหมาะสมสำหรับ PM2.5 และ PM10 บนตัวแปรร่วม และประเมินความเสี่ยงของการเกิดมลพิษทางอากาศด้วยทฤษฎีค่าสุดขีด กรณีศึกษาเมืองขอนแก่น ผลการวิจัยพบว่า ตัวแปรที่ส่งผลต่อ PM2.5 คือ PM10 NO₂ CO และ O₃ ส่วนตัวแปรที่ส่งผลต่อ PM10 คือ PM2.5 NO₂ และ O₃ เมื่อใช้การแจกแจงค่าสุดขั้วนัยทั่วไปในการวิเคราะห์ข้อมูลสุดขีดรายเดือน พบว่าสำหรับข้อมูลของ PM2.5 บนตัวแปรร่วม ได้แบบจำลองที่เหมาะสมคือ $X \square \text{GEV}(\mu(x), \sigma, \xi)$ เมื่อ $\mu(x) = -7.01 + 0.31(\text{PM10}) + 0.21(\text{NO}_2) + 9.16(\text{CO}) + 0.22(\text{O}_3)$, $\sigma = 18.24$ และ $\xi = -0.11$ ซึ่งมีการแจกแจงไวบูลล์ สำหรับข้อมูลของ PM10 บนตัวแปรร่วม ได้แบบจำลองที่เหมาะสมคือ $X \square \text{GEV}(\mu(x), \sigma, \xi)$ เมื่อ $\mu(x) = -13.37 + 0.75(\text{PM2.5}) + 0.27(\text{NO}_2) + 0.42(\text{O}_3)$, $\sigma = 24.57$ และ $\xi = 0.07$ ซึ่งมีการแจกแจงกัมเบล และเมื่อใช้การ

แจกแจงพารามิเตอร์ทั่วไปวิเคราะห์ข้อมูลสถิติรายวัน พบว่าสำหรับข้อมูลของ PM2.5 บนตัวแปรร่วม ได้แบบจำลองที่เหมาะสมคือ $X \sim \text{GPD}(\sigma(x), \xi)$ เมื่อ $\sigma(x) = 21.85 + 0.11(\text{PM}_{10}) + 0.31(\text{NO}_2) - 5.72(\text{CO}) - 0.17(\text{O}_3)$ และ $\xi = -0.31$ ซึ่งมีการแจกแจงแกมมา สำหรับข้อมูลของ PM10 บนตัวแปรร่วม ได้แบบจำลองที่เหมาะสมคือ $X \sim \text{GPD}(\sigma(x), \xi)$ เมื่อ $\sigma(x) = 19.65 + 0.08(\text{PM}_{2.5}) + 0.08(\text{NO}_2) + 0.13(\text{O}_3)$ และ $\xi = -0.11$ ซึ่งมีการแจกแจงแกมมา และหน่วยงานที่เกี่ยวข้องสามารถนำผลของระดับการเกิดเข้าไปประยุกต์ในการหามาตรการในการป้องกันและแก้ไขปัญหาเกี่ยวกับการเพิ่มขึ้นของการเกิดมลพิษทางอากาศได้

คำสำคัญ: การแจกแจงค่าสุดขั้วทั่วไป, การแจกแจงพารามิเตอร์ทั่วไป, มลพิษทางอากาศ

Abstract

The objective of this research is to investigate correlations of variables that affect the dust particle size not more than 2.5 microns (PM2.5) and dust particles not more than 1.0 microns (PM10), to find suitable distribution and model, and to assess the risk of air pollution in Khon Kaen city. The results showed that variables affecting to PM2.5 are PM10, NO₂, CO and O₃ and variables that affecting to PM10 are PM2.5, NO₂, and O₃. Appropriate model and distribution for monthly PM2.5 data on the covariables when using the generalized extreme distribution are $X \sim \text{GEV}(\mu(x), \sigma, \xi)$ where $\mu(x) = -7.01 + 0.31(\text{PM}_{10}) + 0.21(\text{NO}_2) + 9.16(\text{CO}) + 0.22(\text{O}_3)$, $\sigma = 18.24$ and $\xi = -0.11$ which is Weibull distribution. Appropriate model and distribution for monthly PM10 on the covariables when using the generalized extreme distribution are $X \sim \text{GEV}(\mu(x), \sigma, \xi)$ where $\mu(x) = -13.37 + 0.75(\text{PM}_{2.5}) + 0.27(\text{NO}_2) + 0.42(\text{O}_3)$, $\sigma = 24.57$ and $\xi = 0.07$ which is Gumbel distribution. Appropriate model and distribution for daily PM2.5 on the covariables when using the general Pareto distribution are $X \sim \text{GPD}(\sigma(x), \xi)$ where $\sigma(x) = 21.85 + 0.11(\text{PM}_{10}) + 0.31(\text{NO}_2) - 5.72(\text{CO}) - 0.17(\text{O}_3)$ and $\xi = -0.31$ which is gamma distribution. Appropriate model and distribution for daily PM10 on the covariables when using the general Pareto distribution are $X \sim \text{GPD}(\sigma(x), \xi)$ where $\sigma(x) = 19.65 + 0.08(\text{PM}_{2.5}) + 0.08(\text{NO}_2) + 0.13(\text{O}_3)$ and $\xi = -0.11$ which is gamma distribution. In addition, the relevant organizations can apply the result of the return level to find measures to prevent and solve the problem of increasing air pollution.

Keywords: generalized extreme value distribution, generalized Pareto distribution, air pollution

บทนำ

ประเทศไทยได้ประสบปัญหามลพิษทางอากาศ โดยเฉพาะอย่างยิ่งในเขตตัวเมืองที่มีการจราจรหนาแน่น ในเขตที่มีการก่อสร้าง โรงงานอุตสาหกรรม ซึ่งสถานการณ์คุณภาพอากาศในภาพรวมของประเทศ ในช่วง 10 ปีที่ผ่านมา มีแนวโน้มดีขึ้น แต่ยังคงมีสารมลพิษทางอากาศที่เกินค่ามาตรฐานในหลายพื้นที่ของประเทศ ซึ่งสารมลพิษหลักที่เป็นปัญหาสำคัญ ได้แก่ฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 10 ไมครอน และ 2.5 ไมครอน ก๊าซโอโซน เป็นต้น โดยส่วนใหญ่มลพิษทางอากาศเกิดจากกิจกรรมการใช้พลังงานในภาคคมนาคมขนส่ง การผลิตไฟฟ้า และอุตสาหกรรม ภาคเหนือและภาคตะวันออกเฉียงเหนือมีมลพิษทางอากาศที่ความรุนแรงมากเนื่องจากพบว่าฝุ่นละอองขนาดเล็กกว่า 2.5 ไมครอน ถึงระดับที่เป็นอันตรายในหลายจังหวัด โดยระบบตรวจสอบคุณภาพอากาศแสดงให้เห็นว่าระดับค่า PM2.5 เฉลี่ยต่อวันในเชียงใหม่ ขอนแก่น และ ลำปางเพิ่มขึ้นเกินระดับความปลอดภัยของประเทศไทยที่ 50 ไมโครกรัมต่อลูกบาศก์เมตร (มกก./ลบ.ม.) ของอากาศ การวัดค่า PM2.5 ในจังหวัดเหล่านั้นอยู่ที่ 80.65, 64.95 และ 50 มกก./ลบ.ม. ตามลำดับ (Air pollution problems, 2019)

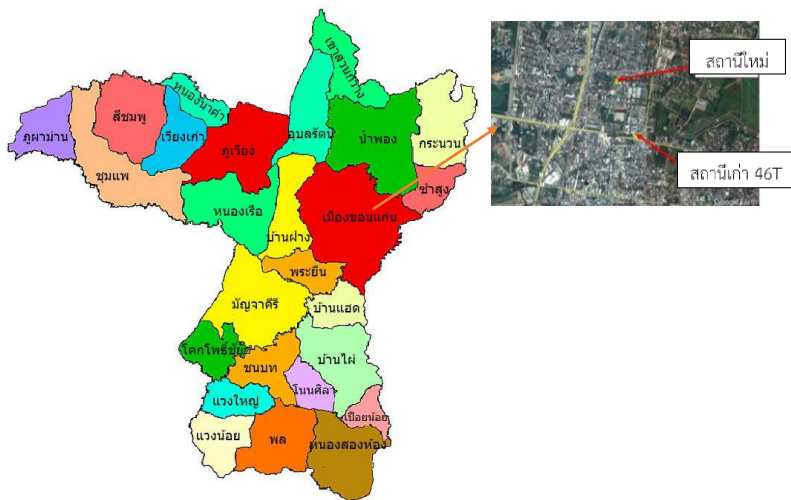
โดยงานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับการศึกษามลพิษทางอากาศในประเทศและต่างประเทศมีมากมาย เช่น ในปี พ.ศ. 2559 เจตศราวุฒิ ปัตตะมะ และ ธนาศักดิ์ หนู โนต (Pattattana & Nuot, 2016) ได้ศึกษาการผันแปรเชิงเวลาของโอโซนผิวพื้น สารตั้งต้นและฝุ่น กรณีสถิตยสถานเมืองขอนแก่น ซึ่งได้วิเคราะห์ข้อมูลการตรวจวัดคุณภาพอากาศและอุตุนิยมวิทยา 13 ปี ที่ได้จากกรมควบคุมมลพิษ โดยพิจารณาเป็นสองพื้นที่ เพื่ออธิบายการผันแปรเชิงเวลาของโอโซน สารตั้งต้น และฝุ่น ที่สัมพันธ์กับแหล่งกำเนิดและอุตุนิยมวิทยา และเพื่อบ่งชี้แหล่งกำเนิดที่เป็นไปได้ในแต่ละพื้นที่ จากการศึกษพบว่า การผันแปรรายปีข้อมูลของสถานีเก่านั้น มลสารทางอากาศส่วนใหญ่ มีแนวโน้มที่ลดลง ยกเว้นโอโซนที่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น การผันแปรรายเดือน มีความสอดคล้องกับอิทธิพลของฤดูกาล โดยลดลงในฤดูฝนและเพิ่มขึ้นในฤดูแล้ง การผันแปรรายวันตัวแปรคุณภาพอากาศ มีแนวโน้มที่ลดลงเล็กน้อยในช่วงที่เป็นวันหยุด ยกเว้นโอโซน ที่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเล็กน้อย และในปี ค.ศ. 2019 Hazarika, S. และคณะ (Hazarika, et al, 2019) ได้ศึกษาการประเมินความน่าจะเป็นของการเกิดซ้ำของความเข้มข้นสูงสุดขีด โอโซนในสภาพแวดล้อมของเมืองเคลิ โดยการวิเคราะห์ค่าสูงสุดขีดวงนัยทั่วไป โอโซนที่สูงได้กลายเป็นปัญหาร้ายแรงโดยเฉพาะอย่างยิ่งในพื้นที่ขนาดใหญ่ของประเทศกำลังพัฒนา ในการศึกษาครั้งนี้มีความพยายามที่จะเข้าใจการเปลี่ยนแปลงของความเข้มข้นของโอโซนในระดับสูงเนื่องจากสารตั้งต้นและตัวแปรทางอุตุนิยมวิทยาที่แตกต่างกันในช่วงเวลาที่กำหนดโดยใช้ทฤษฎีค่าสูงสุดขีดวงนัยทั่วไป (generalized extreme value: GEV) ความน่าจะเป็นระดับการเกิดซ้ำของความเข้มข้นของโอโซนที่รุนแรงได้ถูกประเมินสำหรับสมมติฐานที่อยู่กับทั้งแบบเสถียรภาพและแบบไม่เสถียรภาพ เนื่องจากความจริงที่ว่าอนุกรมเวลาของโอโซนมีทั้งแนวโน้มและช่วงเวลาหลายช่วงเวลา ภายใต้กรณีพารามิเตอร์คงที่และกรณีพารามิเตอร์ไม่คงที่ (ในรูปแบบฟังก์ชันของสารตั้งต้นและตัวแปรทางอุตุนิยมวิทยา ความเข้มข้นของโอโซนสูงสุดต่อวัน) พบว่าเป็นไปตามการกระจายของฟริเชทที่มีหางหนาในสภาพที่คงที่และไม่คงที่ การรวมตัวแปรร่วมเข้าไว้ในแบบจำลองจะอธิบายลักษณะของโอโซนที่แปรผันตามตัวแปรของสารตั้งต้น

จากการศึกษางานวิจัยข้างต้น ผู้วิจัยจึงสนใจศึกษาเพื่อหาความสัมพันธ์ของฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 2.5 ไมครอน (PM2.5) และฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 10 ไมครอน (PM10) กับตัวแปรต่าง ๆ เพื่อหาแบบจำลองและการแจกแจงที่เหมาะสมสำหรับ PM2.5 และ PM10 บนตัวแปรร่วม และประเมินความเสี่ยงของการเกิดมลพิษทางอากาศด้วยทฤษฎีค่าสุดขีด กรณีศึกษาเมืองขอนแก่น เนื่องจากจังหวัดขอนแก่นเป็นจังหวัดขนาดใหญ่และมีการขยายตัวของเมืองสูง ส่งผลให้มลพิษทางอากาศเพิ่มสูงขึ้นจากการจราจรและการขยายตัวของโครงสร้างพื้นฐานที่เพิ่มขึ้น

วิธีดำเนินการวิจัย

1. ข้อมูลที่ใช้และพื้นที่ที่ใช้ศึกษา

ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลคุณภาพอากาศของจังหวัดขอนแก่น เป็นข้อมูลทุติยภูมิที่ถูกเก็บรวบรวมข้อมูลโดยกรมควบคุมมลพิษ ตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม 2552 ถึง 31 สิงหาคม 2562 ข้อมูลที่นำมาใช้เป็นข้อมูลรายวัน และข้อมูลรายเดือน (Pollution Control Department, 2019) และตำแหน่งสถานีตรวจวัดคุณภาพอากาศจังหวัดขอนแก่นแสดงดังภาพที่ 1 (Khon Kaen Air Quality Monitoring Station Position, 2019)



รูปที่ 1 ตำแหน่งสถานีตรวจวัดคุณภาพอากาศจังหวัดขอนแก่น

2. วิธีการวิจัย

วิธีการวิจัยในครั้งนี้มีขั้นตอน ดังนี้

1. เตรียมข้อมูลคุณภาพอากาศ 11 ตัวแปรของจังหวัดขอนแก่น ตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม 2552 ถึง วันที่ 31 สิงหาคม 2562 เป็นข้อมูลรายวัน โดยเก็บข้อมูลทุกวัน และข้อมูลรายเดือน
2. วิเคราะห์ข้อมูลเบื้องต้นคุณภาพอากาศรายวันและรายเดือน โดยจำแนกตามตัวแปร

3. วิเคราะห์หาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 2.5 ไมครอนและตัวแปรฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 10 ไมครอนกับตัวแปรต่าง ๆ

4. หาค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบด้วยวิธีภาวะน่าจะเป็นสูงสุด (Maximum Likelihood Estimation: MLE) และการแจกแจงที่เหมาะสมสำหรับเงื่อนไขของฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 2.5 ไมครอนบนตัวแปรร่วม และของฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 10 ไมครอนบนตัวแปรร่วม และตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลองที่ได้โดยใช้วิธีเกณฑ์ข้อสนเทศของอะกะอิเกะ (Akaike's Information Criterion: AIC) โดยใช้การแจกแจงค่าสุดขีดน้อยทั่วไปสำหรับข้อมูลรายเดือน และการแจกแจงพารโตนัยทั่วไปสำหรับข้อมูลรายวัน

5. ประเมินความเสี่ยงจากแบบจำลองที่ได้ในข้อ 4.

6. สรุปผล

ทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

ทฤษฎีค่าสุดขีด (extreme value theory)

1. วิธีบล็อกค่าสูงสุด (block maxima method) เป็นวิธีที่เหมาะสมสำหรับการวิเคราะห์ค่าสุดขีดในคาบเวลาที่สนใจ เช่น รายปี รายเดือน หรือรายสัปดาห์ ซึ่งค่าสังเกตที่รวบรวมไว้ควรมีจำนวนมากกว่า 30 ปีขึ้นไป โดยจะเลือกข้อมูลที่สูงสุดในแต่ละช่วงเวลาของผู้วิจัยสนใจ ซึ่งลักษณะการเลือกข้อมูลค่าสุดขีดดังกล่าวเรียกว่า block maxima method

ถ้าให้ X_i เมื่อ $i = 1, 2, \dots, n$ เป็นตัวแปรสุ่มที่อิสระต่อกันและมีฟังก์ชันการแจกแจงสะสม $F(x, \theta)$ แบบเดียวกัน กำหนดให้ค่าสูงสุดของตัวแปรสุ่ม คือ $X_{(n)} = \text{Max}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ ซึ่งจะประยุกต์ใช้ในรูปแบบของการแจกแจงค่าสุดขีดน้อยทั่วไปที่มีพารามิเตอร์ 3 พารามิเตอร์ ได้แก่ μ แทนพารามิเตอร์บ่งตำแหน่ง (location parameter) σ แทนพารามิเตอร์บ่งขนาด (scale parameter) และ ξ แทนพารามิเตอร์บ่งรูปร่าง (shape parameter) การแจกแจงค่าสุดขีดน้อยทั่วไป (generalized extreme value distribution: GEV) เขียนแทนด้วย $X \sim \text{GEV}(\mu, \sigma, \xi)$ ฟังก์ชันการแจกแจงสะสม (cumulative distribution function: CDF) และฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็น (probability distribution function: PDF) ของ GEV ดังสมการที่ 1 และ 2 ตามลำดับ

$$F(x; \mu, \sigma, \xi) = \exp \left\{ - \left(1 + \xi \left(\frac{x - \mu}{\sigma} \right) \right)^{-1/\xi} \right\} \quad (1)$$

$$f(x; \mu, \sigma, \xi) = \frac{1}{\sigma} \left[1 + \xi \left(\frac{x - \mu}{\sigma} \right) \right]^{(1/\xi)-1} \exp \left\{ - \left(1 + \xi \frac{x - \mu}{\sigma} \right)^{-1/\xi} \right\} \quad (2)$$

บนเงื่อนไข $\left\{ z: 1 + \xi \left(\frac{x - \mu}{\sigma} \right) > 0 \right\}$ เมื่อ $-\infty < \mu < \infty$, $\sigma > 0$ และ $-\infty < \xi < \infty$

จากสมการที่ 2 ถ้า $\xi = 0$ จะเรียกการแจกแจงค่าสุดขีดน้อยทั่วไปว่า “การแจกแจงกัมเบล (Gumbel distribution)” ถ้า $\xi > 0$ เรียกว่า “การแจกแจงฟรีเชต (Fréchet distribution)” และถ้า $\xi < 0$ เรียกว่า “การแจกแจง

ไวบูล (Weibull distribution)” และการประมาณค่าระดับการเกิดซ้ำ (return level estimation) ได้จากสมการที่ 3 (Coles, 2001; Busababodhin, 2018)

$$\hat{z}_T = \hat{\mu} + \frac{\hat{\sigma}}{\hat{\xi}} \left\{ \left[-\ln \left(1 - \frac{1}{T} \right) \right]^{-\hat{\xi}} - 1 \right\} \quad (3)$$

เมื่อ Z_T คือ ระดับการเกิดซ้ำ (return level) และ T คือ คาบเวลาการเกิดซ้ำ (return period)

2. วิธีเกณฑ์ (threshold methods) เป็นอีกหนึ่งวิธีที่นิยมใช้เพื่อเลือกค่าสุดขีดที่จะนำมาวิเคราะห์โดยวิธีนี้จะเลือกค่าสังเกตที่มีค่าสูงกว่าค่าที่กำหนด หรือเรียกว่าค่าเกณฑ์กำหนด (threshold)

ถ้ากำหนดให้ y เป็นตัวแปรสุ่มของการแจกแจงโดยพารามิเตอร์ใด ๆ ซึ่งโดยปกติจะเห็นว่าเหตุการณ์ที่เกินค่าสุดขีด y ที่มีค่าสูงกว่าค่าเกณฑ์กำหนด หรือ u จะทำให้การแจกแจงสะสมของ $y-u$ มีเงื่อนไข คือ $y > u$ เป็นดังสมการที่ 4 และฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็น ดังสมการที่ 5

$$H(y) = 1 - \left(1 + \frac{\xi y}{\sigma} \right)^{-1/\xi} \quad \text{เมื่อกำหนดให้ } y > 0 \text{ โดยที่ } \sigma = \sigma + \xi(u - \mu) \quad (4)$$

$$h(y) = 1 + \left[\xi \left(\frac{y-u}{\sigma} \right) \right]^{-1/\xi} \quad \text{เมื่อกำหนดให้ } \sigma > 0 \text{ และ } -\infty < \xi < \infty \quad (5)$$

การแจกแจงพารามิเตอร์ใด ๆ แบ่งตามพารามิเตอร์รูปทรงได้ดังนี้ ถ้า $\xi \rightarrow 0$ เรียกว่า การแจกแจงพารามิเตอร์ใด ๆ ว่า “การแจกแจงเอกโปเนนเชียล” (exponential distribution) ถ้า $\xi > 0$ เรียกว่า “การแจกแจงพารามิเตอร์ใด ๆ (Pareto distribution) และถ้า $\xi < 0$ เรียกว่า “การแจกแจงแกมมา” (gamma distribution) การแจกแจงพารามิเตอร์ใด ๆ (generalized Pareto distribution: GPD) เขียนแทนด้วย $Y \sim \text{GPD}(\sigma, \xi)$ และการประมาณค่าระดับการเกิดซ้ำ ได้จากสมการที่ 6 (Coles, 2001; Busababodhin, 2018)

$$\hat{z}_T = u + \frac{\hat{\sigma}}{\hat{\xi}} \left[\left(T \eta_y \hat{\lambda}_u \right)^{\hat{\xi}} - 1 \right] \quad (6)$$

เมื่อ η_y คือ จำนวนวันเฉลี่ยต่อปี และ λ_u คือ ค่าประมาณความน่าจะเป็นของค่าเกินเกณฑ์

ผลการวิจัย

1. การวิเคราะห์ข้อมูลคุณภาพอากาศเบื้องต้นจำแนกตามตัวแปร

สถิติพื้นฐาน ความเบ้ และความโด่งของข้อมูลคุณภาพอากาศรายวันและรายเดือนจำแนกตามตัวแปรแสดงในตารางที่ 1 และ 2 ตามลำดับ

ตารางที่ 1 สถิติพื้นฐาน ความเบ้ และความโด่งของข้อมูลคุณภาพอากาศรายวันจำแนกตามตัวแปร

ตัวแปร	ค่าสูงสุด	ค่าต่ำสุด	ค่าเฉลี่ย	ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	ความเบ้	ความโด่ง
ฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 2.5 ไมครอน (PM2.5)	194.90	9.00	48.73	28.74	1.32	2.06
ฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 10 ไมครอน (PM10)	353.30	12.00	76.26	40.63	1.52	3.33
ก๊าซคาร์บอนมอนอกไซด์ (CO)	5.00	0.10	1.09	0.61	1.51	4.12
ก๊าซไนโตรเจนออกไซด์ (NO) ppm	219.00	1.00	25.44	26.61	2.90	14.17
ก๊าซไนโตรเจนไดออกไซด์ (NO ₂) ppm	176.00	1.00	27.77	16.35	1.45	4.26
ก๊าซซัลเฟอร์ไดออกไซด์ (SO ₂) ppm	38.90	0.20	2.89	2.38	4.86	45.63
ก๊าซโอโซน (O ₃) ppm	158.00	1.00	43.80	22.92	0.96	1.07
ความเร็วลม (WS) น็อต	4.00	0.20	1.68	0.52	0.63	0.44
อุณหภูมิ (Temp) องศาเซลเซียส	32.49	20.00	32.81	7.65	30.69	1,170.60
ความชื้นสัมพัทธ์ (RH) เปอร์เซ็นต์	96.00	33.00	70.48	10.72	-0.09	-0.47

จากตารางที่ 1 พบว่า ข้อมูลคุณภาพอากาศรายวันจำแนกตามตัวแปร มีค่าสูงสุดของข้อมูลอยู่ระหว่าง 4.00 ถึง 353.30 ค่าต่ำสุดอยู่ระหว่าง 0.10 ถึง 33.00 ค่าเฉลี่ยอยู่ระหว่าง 1.09 ถึง 70.48 ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของข้อมูลอยู่ระหว่าง 0.52 ถึง 40.63 ความเบ้อยู่ระหว่าง -0.09 ถึง 30.69 และความโด่งอยู่ระหว่าง -0.47 ถึง 1,170.60 ซึ่งเมื่อพิจารณาความเบ้ของข้อมูลพบว่า พบว่า ข้อมูลคุณภาพอากาศรายวันส่วนใหญ่มีลักษณะการแจกแจงแบบเบ้ขวา นั่นคือข้อมูลคุณภาพอากาศรายวันส่วนใหญ่มีค่าต่ำกว่าค่าเฉลี่ยของแต่ละตัวแปร ยกเว้นตัวแปรความชื้นสัมพัทธ์ที่มีลักษณะของการแจกแจงแบบเบ้ซ้าย นั่นคือข้อมูลของตัวแปรความชื้นสัมพัทธ์รายวันมีค่าสูงกว่าค่าเฉลี่ย

ตารางที่ 2 สถิติพื้นฐาน ความเบ้ และความโด่งของข้อมูลคุณภาพอากาศรายเดือนจำแนกตามตัวแปร

ตัวแปร	ค่าสูงสุด	ค่าต่ำสุด	ค่าเฉลี่ย	ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	ความเบ้	ความโด่ง
ฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 2.5 ไมครอน (PM2.5)	194.90	25.70	94.44	37.22	0.38	-0.49
ฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 10 ไมครอน (PM10)	353.30	58.00	146.10	6.02	0.89	0.62
ก๊าซคาร์บอนมอนอกไซด์ (CO)	5.00	0.80	2.21	39.43	0.76	0.02
ก๊าซไนตริกออกไซด์ (NO) ppm	281.00	9.00	76.93	61.02	0.99	0.71
ก๊าซไนโตรเจนออกไซด์ (NO ₂) ppm	176.00	13.00	53.43	0.97	1.34	4.31
ก๊าซซัลเฟอร์ไดออกไซด์ (SO ₂) ppm	38.90	1.50	7.50	45.76	2.96	10.71
ก๊าซโอโซน (O ₃) ppm	158.00	18.00	72.94	24.31	0.53	-0.22
ความเร็วลม (WS) น็อต	4.00	1.70	2.76	29.62	0.03	0.20
ตัวแปร	ค่าสูงสุด	ค่าต่ำสุด	ค่าเฉลี่ย	ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	ความเบ้	ความโด่ง
อุณหภูมิ (Temp) องศาเซลเซียส	32.49	28.40	41.18	0.51	7.57	56.61
ความชื้นสัมพัทธ์ (RH) เปอร์เซ็นต์	96.00	60.00	84.11	8.51	-0.72	-0.38
ความกดอากาศ (AP) เฮกโตปาสกาล	1,028.00	1,008.00	1,016.00	4.64	0.21	-0.89

จากตารางที่ 2 พบว่า ข้อมูลคุณภาพอากาศรายเดือนจำแนกตามตัวแปร มีค่าสูงสุดของข้อมูลอยู่ระหว่าง 4 ถึง 1,028 ค่าต่ำสุดของข้อมูลอยู่ระหว่าง 0.80 ถึง 1,008 ค่าเฉลี่ยอยู่ระหว่าง 2.21 ถึง 1,016 ค่าความเบ้อยู่ระหว่าง -0.72 ถึง 7.57 และค่าความโด่งอยู่ระหว่าง -0.89 ถึง 56.61 และเมื่อพิจารณาค่าความเบ้ของข้อมูลพบว่า ข้อมูลคุณภาพอากาศรายเดือนส่วนใหญ่มีลักษณะการแจกแจงแบบเบ้ขวา นั่นคือข้อมูลคุณภาพอากาศรายเดือนส่วนใหญ่มีค่าต่ำกว่าค่าเฉลี่ยของแต่ละตัวแปร ยกเว้นตัวแปรความชื้นสัมพัทธ์ที่มีลักษณะของการแจกแจงแบบเบ้ซ้าย นั่นคือข้อมูลของตัวแปรความชื้นสัมพัทธ์รายเดือนมีค่าสูงกว่าค่าเฉลี่ย

2. การวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 2.5 ไมครอนและตัวแปรฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 10 ไมครอนกับตัวแปรต่าง ๆ

จากการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรข้อมูลคุณภาพอากาศรายวันและรายเดือน พบว่า ตัวแปรที่ส่งผลต่อตัวแปรฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 2.5 ไมครอน (PM2.5) คือ ฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 10 ไมครอน (PM10)

ก๊าซไนโตรเจนออกไซด์ (NO₂) ก๊าซคาร์บอนมอนอกไซด์ (CO) และก๊าซโอโซน (O₃) และตัวแปรที่ส่งผลต่อตัวแปรฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 10 ไมครอน (PM10) คือ ฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 2.5 ไมครอน (PM2.5) ก๊าซไนโตรเจนออกไซด์ (NO₂) และก๊าซโอโซน (O₃) แสดงดังตารางที่ 3 และตารางที่ 4 ตามลำดับ

ตารางที่ 3 ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรข้อมูลคุณภาพอากาศรายวัน

ตัวแปร	PM2.5	PM10	CO	NO	NO ₂	SO ₂	O ₃	WS	Temp	RH
PM2.5	1	0.88	0.47	0.24	0.54	0.21	0.58	0.04	0.11	-0.32
PM10		1	0.40	0.20	0.50	0.16	0.57	0.08	0.14	-0.30
CO			1	0.76	0.75	0.35	0.15	-0.29	-0.20	-0.25
NO				1	0.64	0.30	0.08	-0.27	-0.32	-0.00
NO ₂					1	0.33	0.30	-0.26	-0.17	-0.39
SO ₂						1	0.03	0.08	0.06	-0.16
O ₃							1	0.02	0.44	-0.52
WS								1	0.03	-0.15
Temp									1	-0.26
RH										1

ตารางที่ 4 ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรข้อมูลคุณภาพอากาศรายเดือน

ตัวแปร	PM2.5	PM10	CO	NO	NO ₂	SO ₂	O ₃	WS	Temp	RH	AP
PM2.5	1	0.80	0.47	0.38	0.63	0.17	0.59	0.30	0.11	-0.43	0.14
PM10		1	0.28	0.19	0.50	0.02	0.60	0.31	0.03	-0.39	0.01
CO			1	0.74	0.69	0.24	0.17	0.13	-0.28	-0.29	0.24
NO				1	0.62	0.18	0.00	0.06	-0.46	-0.30	0.29
NO ₂					1	0.22	0.39	0.29	-0.14	-0.53	0.19
SO ₂						1	0.01	0.01	-0.14	0.01	0.02
O ₃							1	0.38	0.55	-0.29	0.00
WS								1	0.26	-0.34	0.25
Temp									1	0.01	-0.22
RH										1	0.01
AP											1

3. แบบจำลองและการแจกแจงที่เหมาะสม สำหรับเงื่อนไขของฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 2.5 ไมครอนรายเดือนบนตัวแปรร่วม และฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 10 ไมครอนรายเดือนบนตัวแปรร่วม และผลการประเมินความเสี่ยงของแบบจำลอง โดยใช้การแจกแจงค่าสุดขีดนี้ทั่วไป

3.1 แบบจำลองและการแจกแจงสำหรับฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 2.5 ไมครอนรายเดือนบนตัวแปรร่วม

ค่าประมาณพารามิเตอร์ของแบบจำลองสำหรับฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 2.5 ไมครอนรายเดือนบนตัวแปรฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 10 ไมครอน ก๊าซไนโตรเจนออกไซด์ ก๊าซคาร์บอนมอนอกไซด์ และก๊าซโอโซน ค่าล่อภาวะน่าจะเป็นเชิงลบน้อยที่สุด (Negative log-likelihood: NLL) และค่าเกณฑ์ข้อสนเทศของอะกะอิเกะ (Akaike's Information Criterion: AIC) แสดงในตารางที่ 5

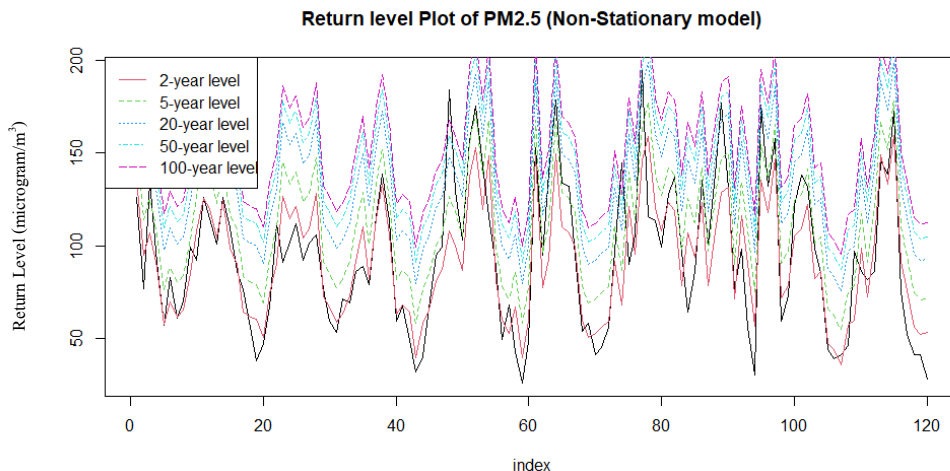
ตารางที่ 5 ค่าประมาณพารามิเตอร์ ค่า NLL และค่า AIC ของแบบจำลอง

แบบจำลอง	ค่าประมาณ			NLL	AIC
	μ	σ	ξ		
1. μ , σ และ ξ เป็นค่าคงที่	78.22	35.29	-0.14	607.94	1,221.87
2. $\mu = \beta_0 + \beta_1\text{PM}_{10} + \beta_2\text{NO}_2 + \beta_3\text{CO} + \beta_4\text{O}_3$ เมื่อ σ และ ξ เป็นค่าคงที่	$\beta_0 = -7.01$				
	$\beta_1 = 0.31$				
	$\beta_2 = 0.21$	18.24	-0.11	528.93	1,071.86
	$\beta_3 = 9.16$				
	$\beta_4 = 0.22$				

จากตารางที่ 5 พบว่า AIC ของแบบจำลองที่ 2 มีค่าต่ำกว่าแบบจำลองที่ 1 ดังนั้นจะได้ว่าแบบจำลองที่ 2 เป็นแบบจำลองที่เหมาะสม ซึ่งสามารถเขียนแบบจำลองได้ดังนี้ $X \sim \text{GEV}(\mu(x), \sigma, \xi)$ เมื่อ $\mu(x) = -7.01 + 0.31(\text{PM}_{10}) + 0.21(\text{NO}_2) + 9.16(\text{CO}) + 0.22(\text{O}_3)$, $\sigma = 18.24$ และ $\xi = -0.11$ ค่าของพารามิเตอร์รูปร่าง (ξ) มีค่าเป็นลบ และมีช่วงความเชื่อมั่น 95% อยู่ในช่วง $(-0.21, -0.01)$ ซึ่งมีค่าเป็นลบตลอดช่วง ดังนั้นการแจกแจงที่เหมาะสม คือ การแจกแจงไวบูล

3.2 การประเมินความเสี่ยงของแบบจำลอง

ความเสี่ยงสามารถประเมินได้จากค่าประมาณระดับการเกิดซ้ำของแบบจำลอง ซึ่งค่าประมาณระดับการเกิดซ้ำของแบบจำลองสำหรับฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 2.5 ไมครอนรายเดือนบนตัวแปรฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 10 ไมครอน ก๊าซไนโตรเจนออกไซด์ ก๊าซคาร์บอนมอนอกไซด์ และตัวแปรก๊าซโอโซนที่ระดับการเกิดซ้ำในรอบปีการเกิดซ้ำ 2, 5, 20, 50 และ 100 ปี แสดงดังภาพที่ 2



รูปที่ 2 กราฟระดับการเกิดซ้ำของการเกิดฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 2.5 ไมครอนรายเดือน

จากภาพที่ 2 พบว่าระดับการเกิดซ้ำของการเกิดฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 2.5 ไมครอนรายเดือนบนตัวแปรร่วมมีค่าเพิ่มขึ้นเมื่อรอบปีการเกิดซ้ำเพิ่มขึ้น โดยมีระดับการเกิดซ้ำของการเกิดฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 2.5 ไมครอนรายเดือนสำหรับรอบปีการเกิดซ้ำ 2 ปี อยู่ที่ 135.49 ไมครอน รอบปีการเกิดซ้ำ 5 ปี อยู่ที่ 154.20 ไมครอน รอบปีการเกิดซ้ำ 20 ปี อยู่ที่ 175.30 ไมครอน รอบปีการเกิดซ้ำ 50 ปี อยู่ที่ 187.04 ไมครอน และรอบปีการเกิดซ้ำ 100 ปี อยู่ที่ 195.10 ไมครอน

3.3 แบบจำลองและการแจกแจงสำหรับฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 10 ไมครอนรายเดือนบนตัวแปรร่วม

ค่าประมาณพารามิเตอร์ของแบบจำลองสำหรับฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 10 ไมครอนรายเดือนบนตัวแปรฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 2.5 ไมครอน ก๊าซไนโตรเจนออกไซด์ (NO_2) และก๊าซโอโซน ค่า NLL และค่า AIC แสดงในตารางที่ 6

ตารางที่ 6 ค่าประมาณพารามิเตอร์ ค่า NLL และค่า AIC ของแบบจำลอง

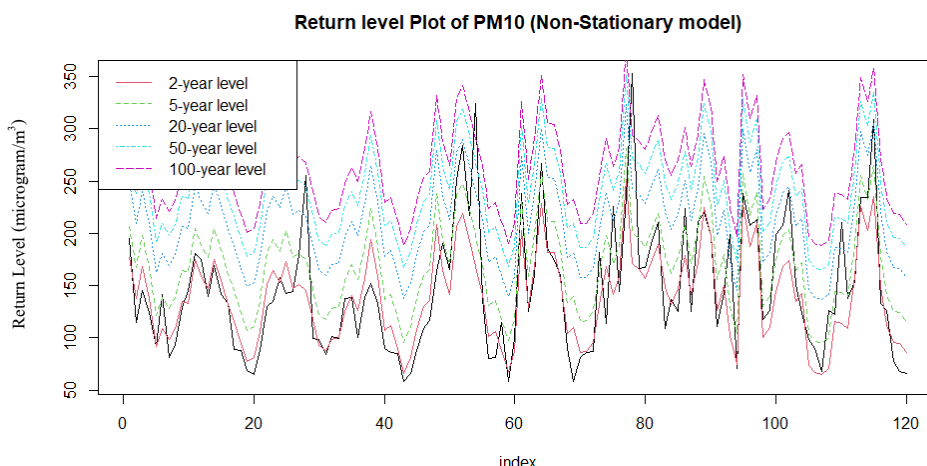
แบบจำลอง	ค่าประมาณ			NLL	AIC
	μ	σ	ξ		
1. μ , σ และ ξ เป็นค่าคงที่	117.04	45.84	0.05	652.58	1,311.16
2. $\mu = \beta_0 + \beta_1 \text{PM}_{2.5} + \beta_2 \text{NO}_2 + \beta_3 \text{O}_3$ เมื่อ σ และ ξ เป็นค่าคงที่	$\beta_0 = 13.37$	24.57	0.07	577.48	1,166.964
	$\beta_1 = 0.75$				
	$\beta_2 = 0.27$				
	$\beta_3 = 0.42$				

จากตารางที่ 6 พบว่า ค่า AIC ของแบบจำลองที่ 2 มีค่าต่ำกว่าแบบจำลองที่ 1 ดังนั้นจะได้ว่าแบบจำลองที่ 2 เป็นแบบจำลองที่เหมาะสม ซึ่งสามารถเขียนแบบจำลองได้ดังนี้ $X \sim \text{GEV}(\mu(x), \sigma, \xi)$ เมื่อ $\mu(x) = 13.37 + 0.75(\text{PM}_{2.5}) + 0.27(\text{NO}_2) + 0.42(\text{O}_3)$, $\sigma = 24.57$ และ $\xi = 0.07$ เมื่อพิจารณาค่าของ

๕ พบว่ามีค่าเป็นบวก แต่เมื่อพิจารณาช่วงความเชื่อมั่น 95% ของ ๕ พบว่าอยู่ในช่วง $(-0.11, 0.25)$ ซึ่งเป็นช่วงที่คลุมศูนย์ ดังนั้นการแจกแจงที่เหมาะสม คือ การแจกแจงกัมเบล

3.4 การประเมินความเสี่ยงของแบบจำลอง

ค่าประมาณระดับการเกิดซ้ำของแบบจำลองสำหรับฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 10 ไมครอนรายเดือน บนตัวแปรฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 2.5 ไมครอน ก๊าซไนโตรเจนออกไซด์ (NO_2) และก๊าซโอโซนที่ระดับการเกิดซ้ำในรอบปีการเกิดซ้ำ 2, 5, 20, 50 และ 100 ปี แสดงดังภาพที่ 3



รูปที่ 3 กราฟระดับการเกิดซ้ำของการเกิดฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 10 ไมครอนรายเดือน

จากภาพที่ 3 พบว่าระดับการเกิดซ้ำของการเกิดฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 10 ไมครอนรายเดือนบนตัวแปรร่วมมีค่าเพิ่มขึ้นเมื่อรอบปีการเกิดซ้ำเพิ่มขึ้น โดยมีระดับการเกิดซ้ำของการเกิดฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 10 ไมครอนรายเดือนสำหรับรอบปีการเกิดซ้ำ 2 ปี อยู่ที่ 167.26 ไมครอน รอบปีการเกิดซ้ำ 5 ปี อยู่ที่ 197.20 ไมครอน รอบปีการเกิดซ้ำ 20 ปี อยู่ที่ 236.93 ไมครอน รอบปีการเกิดซ้ำ 50 ปี อยู่ที่ 262.63 ไมครอน และรอบปีการเกิดซ้ำ 100 ปี อยู่ที่ 282.17 ไมครอน

4. แบบจำลองและการแจกแจงที่เหมาะสม สำหรับเงื่อนไขของฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 2.5 ไมครอนรายวัน บนตัวแปรร่วม และฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 10 ไมครอนรายเดือนบนตัวแปรร่วม และผลการประเมินความเสี่ยงของแบบจำลอง โดยใช้การแจกแจงพารโตนัยทั่วไป

4.1 แบบจำลองและการแจกแจงสำหรับฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 2.5 ไมครอนรายวันบนตัวแปรร่วม

ค่าประมาณพารามิเตอร์ของแบบจำลองสำหรับฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 2.5 ไมครอนรายวันบนตัวแปรฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 10 ไมครอน ก๊าซไนโตรเจนออกไซด์ ก๊าซคาร์บอนมอนอกไซด์ และก๊าซโอโซน ค่า NLL และค่า AIC แสดงในตารางที่ 7

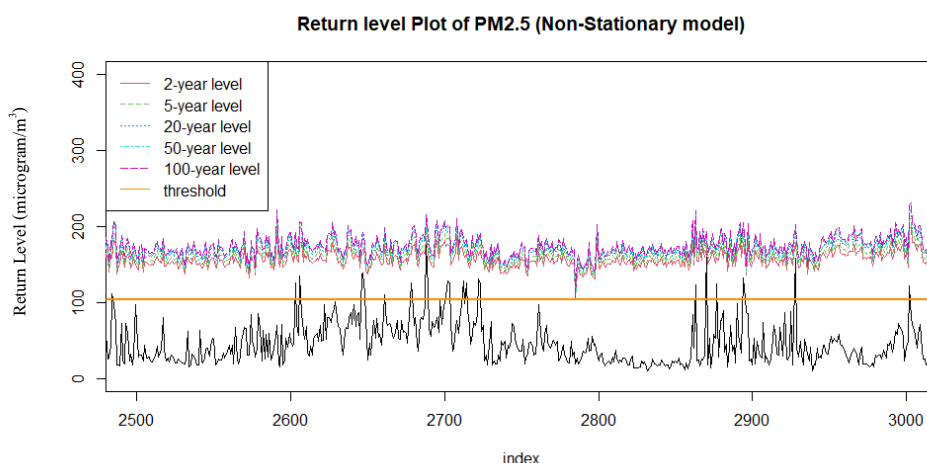
ตารางที่ 7 ค่าประมาณพารามิเตอร์ ค่า NLL และค่า AIC ของแบบจำลอง

แบบจำลอง	ค่าประมาณ		NLL	AIC
	σ	ξ		
1. σ และ ξ เป็นค่าคงที่	30.50	-0.25	749.69	1,503.38
2. $\sigma = \beta_0 + \beta_1 \text{PM}_{10} + \beta_2 \text{NO}_2 + \beta_3 \text{CO} + \beta_4 \text{O}_3$ เมื่อ ξ เป็นค่าคงที่	$\beta_0 = 21.85$	-0.31	737.09	1,486.19
	$\beta_1 = 0.11$			
	$\beta_2 = 0.31$			
	$\beta_3 = -5.72$			
	$\beta_4 = -0.17$			

จากตารางที่ 7 พบว่า ค่า AIC ของแบบจำลองที่ 2 มีค่าต่ำกว่าแบบจำลองที่ 1 ดังนั้นจะได้ว่าแบบจำลองที่ 2 เป็นแบบจำลองที่เหมาะสม ซึ่งสามารถเขียนแบบจำลองได้ดังนี้ $X \sim \text{GPD}(\sigma(x), \xi)$ เมื่อ $\sigma(x) = 21.85 + 0.11(\text{PM}_{10}) + 0.31(\text{NO}_2) - 5.72(\text{CO}) - 0.17(\text{O}_3)$ และ $\xi = -0.31$ เมื่อพิจารณาค่าของ ξ พบว่ามีค่าเป็นลบ และมีช่วงความเชื่อมั่น 95% อยู่ในช่วง $(-0.37, -0.26)$ ซึ่งมีค่าเป็นลบตลอดช่วง ดังนั้นการแจกแจงที่เหมาะสม คือ การแจกแจงแกมมา

4.2 การประเมินความเสี่ยงของแบบจำลอง

ค่าประมาณระดับการเกิดซ้ำของแบบจำลองสำหรับฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 2.5 ไมครอนรายวันบนตัวแปรฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 10 ไมครอน ก๊าซไนโตรเจนออกไซด์ ก๊าซคาร์บอนมอนอกไซด์ และตัวแปรก๊าซโอโซนที่ระดับการเกิดซ้ำในรอบปีการเกิดซ้ำ 2, 5, 20, 50 และ 100 ปี แสดงดังภาพที่ 4



รูปที่ 4 กราฟระดับการเกิดซ้ำของการเกิดฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 2.5 ไมครอนรายวัน

4.3 แบบจำลองและการแจกแจงสำหรับฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 10 ไมครอนรายวันบนตัวแปรร่วม

ค่าประมาณพารามิเตอร์ของแบบจำลองสำหรับฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 10 ไมครอนรายวันบนตัวแปรฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 2.5 ไมครอน ก๊าซไนโตรเจนออกไซด์ (NO₂) และก๊าซโอโซน ค่า NLL และค่า AIC แสดงในตารางที่ 8

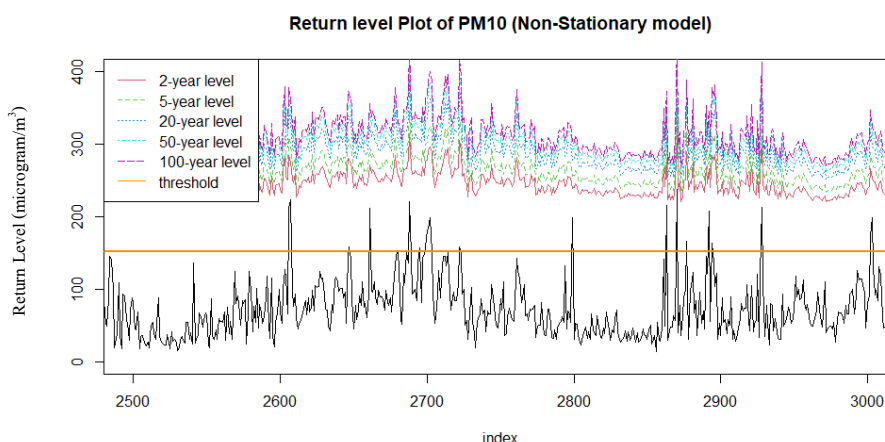
ตารางที่ 8 ค่าประมาณพารามิเตอร์ ค่า NLL และค่า AIC ของแบบจำลอง

แบบจำลอง	ค่าประมาณ		NLL	AIC
	σ	ξ		
1. σ และ ξ เป็นค่าคงที่	45.29	-0.15	849.36	1,702.72
2. $\sigma = \beta_0 + \beta_1 \text{PM}_{2.5} + \beta_2 \text{NO}_2 + \beta_3 \text{O}_3$ เมื่อ ξ เป็นค่าคงที่	$\beta_0 = 19.65$	-0.11	845.90	1,701.80
	$\beta_1 = 0.08$			
	$\beta_2 = 0.08$			
	$\beta_3 = 0.13$			

จากตารางที่ 8 พบว่า ค่า AIC ของแบบจำลองที่ 2 มีค่าต่ำกว่าแบบจำลองที่ 1 ดังนั้นจะได้ว่าแบบจำลองที่ 2 เป็นแบบจำลองที่เหมาะสม ซึ่งสามารถเขียนแบบจำลองได้ดังนี้ $X \sim \text{GPD}(\sigma(x), \xi)$ เมื่อ $\sigma(x) = 19.65 + 0.08(\text{PM}_{2.5}) + 0.08(\text{NO}_2) + 0.13(\text{O}_3)$ และ $\xi = -0.11$ เมื่อพิจารณาค่าของ ξ พบว่ามีค่าเป็นลบ และเมื่อพิจารณาช่วงความเชื่อมั่น 95% ของ ξ พบว่าอยู่ในช่วง (-0.21, -0.01) ซึ่งมีค่าเป็นลบตลอดช่วง ดังนั้นการแจกแจงที่เหมาะสม คือ การแจกแจงแกมมา

4.4 การประเมินความเสี่ยงของแบบจำลอง

ค่าประมาณระดับการเกิดซ้ำของแบบจำลองสำหรับฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 10 ไมครอนรายวันบนตัวแปรฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 2.5 ไมครอน ก๊าซไนโตรเจนออกไซด์ (NO₂) และก๊าซโอโซนที่ระดับการเกิดซ้ำในรอบปีการเกิดซ้ำ 2, 5, 20, 50 และ 100 ปี แสดงดังภาพที่ 5



รูปที่ 5 กราฟระดับการเกิดซ้ำของการเกิดฝุ่นละอองขนาดไม่เกิน 10 ไมครอนรายวัน

จากภาพที่ 5 พบว่าระดับการเกิดซ้ำของการเกิดฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 10 ไมครอนรายวันบนตัวแปร
ร่วมมีค่าเพิ่มขึ้นเมื่อรอบปีการเกิดซ้ำเพิ่มขึ้น โดยมีระดับการเกิดซ้ำของการเกิดฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 10 ไมครอน
รายวันสำหรับรอบปีการเกิดซ้ำ 2 ปี อยู่ที่ 229.30 ไมครอน รอบปีการเกิดซ้ำ 5 ปี อยู่ที่ 244.42 ไมครอน รอบปีการ
เกิดซ้ำ 20 ปี อยู่ที่ 264.56 ไมครอน รอบปีการเกิดซ้ำ 50 ปี อยู่ที่ 276.26 ไมครอน และรอบปีการเกิดซ้ำ 100 ปี อยู่ที่
284.35 ไมครอน

สรุปผลและวิจารณ์ผลการวิจัย

การศึกษาค้นคว้าครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อหาความสัมพันธ์ของฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 2.5 ไมครอน (PM2.5) และ
ฝุ่นละอองขนาดเล็กไม่เกิน 10 ไมครอน (PM10) กับตัวแปรต่าง ๆ เพื่อหาแบบจำลองและการแจกแจงที่เหมาะสม
สำหรับ PM2.5 และ PM10 บนตัวแปรร่วม และประเมินความเสี่ยงของการเกิดมลพิษทางอากาศด้วยทฤษฎีค่าสุดขีด
กรณีศึกษาเมืองขอนแก่น ผลการวิเคราะห์พบว่า ตัวแปรที่มีความสัมพันธ์ต่อ PM2.5 คือ PM10 NO₂ CO และ O₃
ส่วนตัวแปรที่สัมพันธ์กับ PM10 คือ PM2.5 NO₂ และ O₃ สำหรับการวิเคราะห์ข้อมูลรายเดือนของ PM2.5 บนตัว
แปรร่วม ด้วยการแจกแจงค่าสุดขีดยุติยทั่วไป พบว่าแบบจำลองที่เหมาะสมคือ $X \sim \text{GEV}(\mu(x), \sigma, \xi)$ เมื่อ
 $\mu(x) = -7.01 + 0.31(\text{PM10}) + 0.21(\text{NO}_2) + 9.16(\text{CO}) + 0.22(\text{O}_3)$, $\sigma = 18.24$ และ $\xi = -0.11$ ซึ่งมีการแจกแจงไวบูล
สำหรับการวิเคราะห์ข้อมูลรายเดือนของ PM10 บนตัวแปรร่วม ด้วยการแจกแจงค่าสุดขีดยุติยทั่วไป พบว่า
แบบจำลองที่เหมาะสมคือ $X \sim \text{GEV}(\mu(x), \sigma, \xi)$ เมื่อ $\mu(x) = -13.37 + 0.75(\text{PM2.5}) + 0.27(\text{NO}_2) + 0.42(\text{O}_3)$,
 $\sigma = 24.57$ และ $\xi = 0.07$ ซึ่งมีการแจกแจงแกมมา สำหรับการวิเคราะห์ข้อมูลรายวันของ PM2.5 บนตัวแปรร่วม
ด้วยการแจกแจงพาราโตนิยทั่วไป พบว่าแบบจำลองที่เหมาะสมคือ $X \sim \text{GPD}(\sigma(x), \xi)$ เมื่อ $\sigma(x) =$
 $21.85 + 0.11(\text{PM10}) + 0.31(\text{NO}_2) - 5.72(\text{CO}) - 0.17(\text{O}_3)$ และ $\xi = -0.31$ ซึ่งมีการแจกแจงแกมมา และสำหรับการ
วิเคราะห์ข้อมูลรายวันของ PM10 บนตัวแปรร่วม ด้วยการแจกแจงพาราโตนิยทั่วไป พบว่าแบบจำลองที่เหมาะสมคือ
 $X \sim \text{GPD}(\sigma(x), \xi)$ เมื่อ $\sigma(x) = 19.65 + 0.08(\text{PM2.5}) + 0.08(\text{NO}_2) + 0.13(\text{O}_3)$ และ $\xi = -0.11$ ซึ่งมีการแจกแจง
แกมมา และเมื่อพิจารณาระดับการเกิดซ้ำ พบว่าระดับการเกิดซ้ำมีค่าเพิ่มขึ้นเมื่อรอบปีการเกิดซ้ำเพิ่มขึ้น จาก
ผลการวิจัยพบว่า การวิเคราะห์ความเสี่ยงของการเกิดมลพิษทางอากาศ กรณีศึกษาเมืองขอนแก่นในครั้งนี้มีความ
สอดคล้องกับงานวิจัยในปี ค.ศ. 2012 ของ S. Zhou และ คณะ ที่ได้ศึกษาเหตุการณ์มลพิษทางอากาศรุนแรงโดยการ
สร้างแบบจำลองและการทำนายด้วยการวิเคราะห์การแจกแจงพาราโตนิยทั่วไป ในการประเมินความเสี่ยง ผลสรุปที่
ได้คือ การทำนายระดับการเกิดซ้ำสอดคล้องกับรอบระยะเวลาการเกิดซ้ำที่แตกต่างกัน ระดับการเกิดซ้ำที่คาดการณ์
ไว้ชี้ให้เห็นว่าความรุนแรงของเหตุการณ์มลพิษทางอากาศ PM10 และ SO₂ จะรุนแรงขึ้นในอนาคต ดังนั้นจาก
ผลการวิจัยที่ได้ รัฐบาล หน่วยงานที่เกี่ยวข้องหรือผู้ที่มีส่วนเกี่ยวข้องควรหามาตรการหรือวิธีการในการป้องกันและ
แก้ไขปัญหาเกี่ยวกับการเพิ่มขึ้นของการเกิดมลพิษทางอากาศ อีกทั้งควรมีการควบคุมการเผา และส่งเสริมให้มี
การใช้รถสาธารณะให้มากขึ้น เพื่อลดการเกิดมลพิษทางอากาศ

กิตติกรรมประกาศ

ขอขอบคุณกรมควบคุมมลพิษและกรมอุตุนิยมวิทยาที่อนุเคราะห์ข้อมูลคุณภาพอากาศ และภาควิชาคณิตศาสตร์ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยมหาสารคามที่เอื้อเฟื้อสถานที่ในการทำวิจัยในครั้งนี้

เอกสารอ้างอิง

- Air pollution problems (2019). [http://www.greenpeace.org/seasia/en/campaigns/UrbanRevolution/Air Pollution/Right-To-Clean-Air/City-ranking/2017/](http://www.greenpeace.org/seasia/en/campaigns/UrbanRevolution/Air%20Pollution/Right-To-Clean-Air/City-ranking/2017/)
- Busabodhin, P. (2018). *Extreme value analysis*. Maha Sarakham Rajabhat University Press, Maha Sarakham.
- Coles, S. (2001). *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*. Springer-Verlag London, London.
- Hazarika, S., Borah, P., & Prakash, A. (2019). The assessment of return probability of maximum ozone concentrations in an urban environment of Delhi: A Generalized Extreme Value analysis approach. *Atmospheric Environment*, 202, 53-63.
- Khon Kaen Air Quality Monitoring Station Position (2019). <http://www.google.com/earth/>
- Kütchenhoff, H., & Thamerus, M. (1996). Extreme value analysis of Munich air pollution data. *Environmental and Ecological Statistics*, 3, 127-141.
- Pattattana, J., & Nuot, T. (2016). Time Variation of Surface Ozone, Substrate and Dust: A Case Study of Khon Kaen City. Maha Sarakham. (in Thai)
- Pollution Control Department, Ministry of Natural Resources and Environment. (2019). http://www.pcd.go.th/info-serv/air_dust.htm
- Turnbull, K. (2016). *Extreme Weather Events*. <https://kturnbullblog.wordpress.com>
- Zhou, S. M., Deng, Q. H., & Liu, W. W. (2012). Extreme air pollution events: Modeling and prediction. *Journal of Central South University*, 19(6), 1668-1672.

Research Article

การผลิตข้าวเหนียวอบพองกรอบเสริมปลาทูน่าอบแห้ง

Production of Puff Sticky Rice Fortified with Tuna Powder

ปพนพัชร ภัทรจิตวิวัฒน์¹ และ พรพจน์ ชูเชิด^{1*}

Paponpat Pattarathitawat¹ and Pornpachon Chuchird^{1*}

¹ สาขาวิชาอาหารและโภชนาการ คณะเทคโนโลยีคหกรรมศาสตร์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลธัญบุรี อำเภอธัญบุรี จังหวัดปทุมธานี 12110 ประเทศไทย

¹ Department of Food and Nutrition Faculty of Home Economics Technology Rajamangala University of Technology Thanyaburi, Thanyaburi, Pathumthani 12110, Thailand

*E-mail: Pornpachon_c@rmutt.ac.th

Received: 29/12/2020; Revised: 29/04/2021; Accepted: 25/06/2021

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้ต้องการศึกษาหาสูตรข้าวเหนียวอบพองกรอบเสริมผงปลาทูน่าอบแห้งที่เหมาะสม เพื่อนำมาพัฒนาเป็นของว่างเพิ่มปริมาณโปรตีน ทำการศึกษาโดยแปรผันระดับของปลาทูน่าอบแห้งผง เป็น 3 ระดับ คือ ร้อยละ 2 4 และ 6 ของน้ำหนักแป้ง ทำการศึกษาคูณภาพทางประสาทสัมผัสโดยใช้ สเกลความชอบแบบ 9 ระดับ (9 points hedonic scales) สี (L^* a^* b^*) ปริมาณความชื้น ค่าปริมาณน้ำอิสระ ค่าการพองตัว ทำการศึกษารเปรียบเทียบในตัวอย่างทั้ง 3 ข้าวเหนียวอบพองเสริมผงปลาทูน่าอบแห้งในระดับร้อยละ 2 มีคุณภาพด้านประสาทสัมผัส เคมีและ ภายนอก สูงที่สุด โดยผู้บริโภคให้ค่าเฉลี่ยคะแนนความชอบด้านลักษณะปรากฏ 7.00 (ชอบปานกลาง) ด้านสี 6.63 (ชอบ) ด้านกลิ่น 6.77 (ชอบ) ด้านรสชาติ 6.43 (ชอบ) ด้านความกรอบ 7.27 (ชอบปานกลาง) ด้านความพองตัว 7.40 (ชอบปานกลาง) และความชอบโดยรวม 7.13 (ชอบปานกลาง) คุณลักษณะทางกายภาพและทางเคมีพบว่ามีความสว่าง (L^*) 54.77 ค่าความเป็นสีแดง (a^*) 5.57 ค่าความเป็นสีเหลือง (b^*) 21.13 ค่าความแข็ง 0.29 ค่าaw 0.38 อัตราการพองตัว 3.86 เท่า ความชื้นก่อนอบ 11.62 และความชื้นหลังอบ 5.41 ตามลำดับ

คำสำคัญ: ข้าวเหนียว, ข้าวเหนียวอบพองกรอบ, ปลาทูน่าผง, รสมิโซะ, พัฒนาผลิตภัณฑ์

Abstract

This research was aimed to study appropriate quantity of Tuna powder. The appropriated quantity of Tuna powder were varied at 2 4 and 6% of sticky rice flour. All of samples were analyzed sensory quality using 9 points hedonics scales color (L^* a^* b^*) moisture content (%) water activity (a_w) expansion volume. All of quality data were compared. It was found that Tuna powder effected to flavor, overall acceptance, L^* , hardness, water activity and moisture content (after). The consumers highest accepted at 2% of tuna powder. It showed appearance color flavor taste crispyness expansion and overall acceptant at 7.00 6.63 6.77 6.43 7.27 7.40 and 7.13 respectively. The physical and chemical quality in puff sticky rice was conducted in color (L^* a^* b^*) texture (hardness) water activity (a_w) expansion and Moisture content (before and after). The research showed that lightness (L^*) 54.77 redness (a^*) 5.57 yellowness (b^*) 21.13 hardness 0.29 N a_w 0.38 expansion 3.86 and Moisture content before 11.62 and after 5.41 respectively.

Keywords: Sticky rice, Puff sticky rice, tuna powder, miso flavor, product development

บทนำ

ข้าวเกรียบว้าวเป็นผลิตภัณฑ์พื้นเมือง ได้จากการนำข้าวเหนียวมาแช่น้ำแล้วนำไปนึ่งให้สุก หรือใช้แป้งข้าวเหนียวแทน ทำให้ละเอียด แล้วเติมส่วนผสมอื่นๆ เช่น น้ำตาล ผสมให้เข้ากันแล้วนำไปรีดเป็นแผ่นบาง นำไปทำให้แห้ง และก่อนบริโภคต้องนำมาให้ความร้อนด้วยการปิ้งบนเตาถ่าน จะได้ข้าวเกรียบว้าวที่มีลักษณะแผ่นกลม บาง สีขาว และขนาดใหญ่ ซึ่งข้าวเกรียบว้าวนี้มีส่วนประกอบของแป้งและน้ำตาลในปริมาณสูงแต่มีโปรตีนต่ำ จึงจัดเป็นผลิตภัณฑ์ที่มีคุณค่าทางโภชนาการต่ำ (Thatsanee, 2010)

กรรมวิธีในการผลิตข้าวเกรียบว้าว ประกอบไปด้วยขั้นตอนหลัก ดังนี้

1. การแช่น้ำ เป็นการทำให้ข้าวสารเหนียวเกิดการอ่อนตัวลง ซึ่งทำได้โดยนำข้าวสารเหนียวไปแช่น้ำเป็นเวลาอย่างน้อย 6 ชั่วโมง
2. การนึ่ง เป็นขั้นตอนการทำให้อาหารสุกด้วยไอน้ำ
3. การตำข้าวหรือการนวดผสม ถือเป็นขั้นตอนที่สำคัญ จะต้องตำข้าวจนได้ข้าวที่แหลกละเอียดจริงๆ ไม่เช่นนั้นเวลาที่ปิ้งออกมาจะได้ข้าวเกรียบว้าวที่มีลักษณะไม่สวย ในขั้นตอนนี้จะมีการผสมน้ำตาลเพื่อเพิ่มรสชาติให้กับข้าวเหนียว ซึ่งจะทำให้การผสมหลัง จากข้าวเหนียวถูกตามอย่างละเอียดและเกิดการเกาะตัวกันได้ดีแล้ว โดยจะค่อยๆทยอยเติมน้ำตาลลงไป จากนั้นตำต่อจนน้ำตาลและข้าวเหนียวผสมเข้าเป็นเนื้อเดียวกันในปัจจุบันมีการพัฒนาการผลิตข้าวเกรียบว้าวโดยการใช้แป้งข้าวเหนียวแทนการใช้ข้าวเหนียวเพื่อลดเวลาในการผลิต (Panphen, 2001)

4. การเจาะ การทำให้เป็นแผ่นบางๆ ข้าวเกรียบที่มีชั้นบาง จะมีการพองตัวได้ดีกว่าข้าวเกรียบที่หนา ถ้ารีดเป็นแผ่นที่หนามากเกินไป เมื่อนำไปตากแดดจะทำให้แห้งช้า เวลาปิ้งจะพองตัวได้น้อยและข้าว เนื้อแข็ง และขึ้นรูปไม่สวย แต่ถ้าลดความหนาของแผ่นข้าวเกรียบลง จะทำให้เกิดการพองตัวเพิ่มขึ้น แต่ถ้าหากแผ่นข้าวเกรียบบางเกินไป เวลาปิ้งจะแตกง่าย และถ้าแผ่นข้าวเกรียบมีความหนาและบางไม่เท่ากัน เวลาตากแดดจะทำให้แห้งไม่เท่ากัน เมื่อนำไปปิ้งจะเกิดการพองตัวไม่สม่ำเสมอและส่วนที่ไม่โป่งพองจะมีลักษณะแข็งเป็นไต

5. การทำแห้ง คือ การใช้ความร้อนในการกำจัดน้ำออกจากอาหาร การอบแห้งข้าวเกรียบจะใช้อุณหภูมิในการอบแห้งประมาณ 60-70 องศาเซลเซียส อบจนกระทั่งความชื้นลดต่ำลงเหลือประมาณร้อยละ 10 โดยน้ำหนัก จะส่งผลให้ข้าวเกรียบมีลักษณะการขยายตัวที่ดี ความชื้นที่เหมาะสมสำหรับทำข้าวเกรียบที่ผ่านการทำแห้งแล้ว ควรมีค่าอยู่ในช่วงระหว่าง 8-12 อย่างไรก็ตามถ้าข้าวเกรียบมีความชื้นต่ำกว่าร้อยละ 7-8 จะส่งผลให้ข้าวเกรียบร้าว และแตกได้ง่าย แต่ถ้าข้าวเกรียบมีความชื้นสูงเกินไป เมื่อพองตัวจะทำให้เกิดรูพรุนขนาดเล็กบ้างใหญ่บ้าง ไม่มีความสม่ำเสมอ ซึ่งจะแสดงถึงลักษณะของข้าวเกรียบคุณภาพต่ำ

6. การปิ้งหรือการย่าง เป็นการทำให้อาหารสุก โดยก่อนที่จะรับประทานข้าวเกรียบว่า จะต้องนำไปปิ้งหรือย่างก่อนด้วยการใช้ไฟอ่อนๆ ซึ่งในสมัยก่อนนิยมทำการปิ้งข้าวเกรียบว่ากันโดยใช้เชื้อเพลิงจำพวกไม้ฟืน โดยต้องหมั่นพลิกกลับไปมาให้สุกทั่วกันทั้งสองด้าน

ปลาทูน่า เป็นปลาทะเลน้ำลึกที่มีขนาดใหญ่ เนื้อของปลาทูน่าจะมีสีชมพูหรือแดงเข้มต่างจากปลาทั่วไปที่มีเนื้อสีขาว เนื้อของปลาทูน่าจะอุดมไปด้วยกรดไขมันโอเมก้า 3 โปรตีน วิตามินบี ธาตุซิลิเนียมและไอโอดีนที่ช่วยป้องกันโรคคอพอกในเด็ก มี DHA และ EPA ช่วยเสริมสร้างพัฒนาการทางสมองและร่างกายให้กับเด็กในวัยที่กำลังเจริญเติบโต (Sineewan, 2019)

มิโซะเป็นผลิตภัณฑ์อาหารหมักของญี่ปุ่นที่มีวัตถุดิบเป็นข้าว ข้าวบาร์เลย์และถั่วเหลือง ขั้นตอนการทำมิโซะทำได้ดังนี้คือ การนำข้าวสุกหรือข้าวบาร์เลย์มาเคี่ยวหุงเชื้อแอสเพอร์จิลลัสออไรเซ (Aspergillus oryzae) และบ่มที่อุณหภูมิ 40 องศาเซลเซียสหรือต่ำกว่าเป็นเวลา 48-50 ชั่วโมง ทำให้ได้โคจิของข้าวออกมา ในโคจิประกอบด้วยเอนไซม์สำคัญที่ผลิตโดยรา เช่น เอนไซม์โปรติเอสและอะไมเลส เพื่อย่อยสลายโปรตีนและคาร์โบไฮเดรตในวัตถุดิบให้เป็นกรดอะมิโน น้ำตาลโมเลกุลคู่และโมเลกุลเดี่ยว ตามลำดับ รวมทั้งโมเลกุลสารที่ทำให้มิโซะมีกลิ่นรสที่ดี จากนั้นจะมีการเคี่ยวกลั่นลงไปโคจิเพื่อรักษาสภาพของเอนไซม์และยับยั้งการเจริญของรา และทำการเคี่ยวกลั่นลงไปในส่วนผสมของถั่วเหลืองนึ่งสุกบดละเอียดก่อนที่จะเติมน้ำเพื่อให้ได้ส่วนผสมของแข็งให้อยู่ในระหว่าง 50-52 เปอร์เซ็นต์ จากนั้นจะมีการเคี่ยวแลคติกแอซิด แบคทีเรีย (lactic acid bacteria) และยีสต์ลงไปในส่วนผสมและทำการหมักในสภาพปิดที่อุณหภูมิ 30 องศาเซลเซียส เป็นระยะเวลาตั้งแต่ 3 สัปดาห์ถึง 3 ปี (ตามชนิดของมิโซะที่ต้องการ) จนหมักได้ที่แล้วจึงนำผลผลิตที่ได้มาบดทำการฆ่าเชื้อและบรรจุภัณฑ์ (Siriporn, 1994)

ในปัจจุบันความนิยมในการบริโภคขนมขบเคี้ยวได้รับความนิยม แต่องค์ประกอบส่วนใหญ่ของขนมขบเคี้ยวประกอบไปด้วยคาร์โบไฮเดรต และมีการเติมแต่งกลิ่นรส เป็นส่วนใหญ่ ซึ่งมีเมื่อบริโภคส่งผลทำให้เกิดภาวะ

โรคอ้วนหรือภาวะโภชนาการเกินได้ ดังนั้นผู้วิจัยจึงต้องการพัฒนาผลิตภัณฑ์ข้าวเหนียวอบพองกรอบให้มีคุณค่าทางโภชนาการมากขึ้น โดยการนำเนื้อปลาทูน่าที่เหลือจากกระบวนการผลิตปลาทูน่ารมควันมาเสริมในผลิตภัณฑ์ข้าวเหนียวอบพองกรอบ เพื่อเพิ่มปริมาณโปรตีนในผลิตภัณฑ์ข้าวเหนียวอบพองกรอบ อีกทั้งยังเป็นการเพิ่มศักยภาพการใช้ประโยชน์จากเนื้อปลาทูน่าให้มีความหลากหลายมากขึ้น

วิธีการทดลอง

การเตรียมวัตถุดิบ

การเตรียมผงปลาทูน่าอบแห้ง

นำเนื้อปลาทูน่า (*Thunnus tonggol*) ไปอบแห้งในตู้อบลมร้อนที่อุณหภูมิ 65 องศาเซลเซียส เป็นเวลา 3 ชั่วโมง นำเนื้อปลาทูน่าอบแห้งไปบดด้วยเครื่องโม่แป้งให้เป็นผงละเอียด นำไปร่อนผ่านตะแกรงขนาด 60 เมช จากนั้นบรรจุในถุงพลาสติก เก็บในตู้เย็นอุณหภูมิ 5-10 องศาเซลเซียส

การผลิตข้าวเหนียวอบพองกรอบโดยใช้สูตรของ Supicha (2015)

มีส่วนประกอบดังต่อไปนี้ แป้งข้าวเหนียวร้อยละ 53 น้ำตาลทรายร้อยละ 11 น้ำร้อนร้อยละ 36 น้ำมันพืชสำหรับทาพิมพ์ ขั้นตอนการผลิตทำได้ดังนี้

1. ทำการผสมแป้งข้าวเหนียว น้ำตาล และน้ำร้อนให้เข้ากัน นวด เป็นเวลา 5-10 นาที
2. นำส่วนผสมที่นวดเรียบร้อยแล้วแบ่งเป็นก้อนขนาด 50 กรัม
3. รีดเป็นแผ่นบาง ๆ ในถุงพลาสติกที่ทำด้วยน้ำมันพืช
4. นำไปนึ่งบนลังถึง ใช้เวลา 5 นาที
5. นำแผ่นแป้งไปอบแห้งไล่ความชื้นที่อุณหภูมิ 65 องศาเซลเซียส เวลา 4 ชั่วโมง
6. จากนั้นนำตัวอย่างแห้งที่ได้ไปอบที่อุณหภูมิ 180 องศาเซลเซียส ได้ผลิตภัณฑ์ข้าวเหนียวอบพองกรอบ

1. การศึกษาปริมาณผงปลาทูน่าอบแห้งที่เหมาะสมในผลิตภัณฑ์ข้าวเหนียวอบพองกรอบ

ทำการเสริมปริมาณของผงปลาทูน่าอบแห้ง โดยแปรผันปริมาณผงปลาทูน่าอบแห้งเป็น 3 ระดับ คือ ร้อยละ 2 4 และ 6 ของน้ำหนักแป้งข้าวเหนียว จากนั้นนำตัวอย่างข้าวเหนียวอบพองกรอบมาทำวิเคราะห์คุณภาพทางเคมีกายภาพ และการทดสอบทางประสาทสัมผัส ดังนี้

ค่าสี L^* a^* และ b^* โดยใช้เครื่อง Colorimeter (Minolta co., Ltd, Osaka, Japan)

ค่า Water Activity โดยใช้เครื่อง Aqualab water activity meter (model series 3, Decagon Device Inc., Pullman, USA.)

ค่าความแข็ง โดยใช้เครื่อง Texture Analyzer (TA-XT2 Plus, Stable microsystems Co., Ltd., Surrey, UK)

อัตราการพองตัวด้วยการแทนที่ในเมล็ดงา (Seed displacement) ตามวิธีการของ Segnini et al., 2004

ปริมาณความชื้น AOAC, 2000

ทดสอบทางประสาทสัมผัสโดยใช้ ทดสอบความชอบแบบ 9 Points Hedonic scale ใช้ผู้ทดสอบชิมจำนวน 30 คน เป็นนักศึกษาที่ผ่านการเรียนวิชาการทดสอบทางประสาทสัมผัส ของคณะเทคโนโลยีคหกรรมศาสตร์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลธัญบุรี

วิเคราะห์ความแปรปรวนโดยใช้ ANOVA ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ทดสอบความแตกต่างด้วยวิธี Duncan's Multiple Rung Test เพื่อคัดเลือกหาปริมาณผงปลาที่เหมาะสม

ผลและวิจารณ์ผลการทดลอง

เมื่อทำการเสริมปริมาณของผงปลาทูน่าอบแห้งลงในข้าวเกรียบว่าว โดยแปรปริมาณผงปลาทูน่าเป็น 3 ระดับ คือ ร้อยละ 2 4 และ 6 ของน้ำหนักแป้งข้าวเหนียว จากนั้นนำไปทำการทดสอบทางประสาทสัมผัส โดยใช้ผู้ทดสอบจำนวน 30 คน ทำการทดสอบทางประสาทสัมผัสด้านลักษณะปรากฏ สี กลิ่น รสชาติ ความกรอบ ความพองตัว และความชอบโดยรวม ได้ผลดังแสดงในตารางที่ 1

ตารางที่ 1 ผลการทดสอบทางประสาทสัมผัสของข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่า

ปัจจัยคุณภาพ	ปริมาณผงปลาทูน่าอบแห้ง (ร้อยละ)		
	2	4	6
ลักษณะปรากฏ ^{ns}	7.00 ± 1.41	6.97 ± 0.89	6.90 ± 1.24
สี ^{ns}	6.63 ± 1.40	6.80 ± 0.93	6.57 ± 1.22
กลิ่น	6.77 ^a ± 1.04	6.47 ^{ab} ± 1.33	5.97 ^b ± 1.35
รสชาติ ^{ns}	6.43 ± 1.68	5.83 ± 1.39	5.67 ± 1.35
ความกรอบ ^{ns}	7.27 ± 1.20	7.17 ± 0.91	7.23 ± 1.17
ความพองตัว ^{ns}	7.40 ± 1.16	7.07 ± 0.83	7.07 ± 1.11
ความชอบโดยรวม	7.13 ^a ± 1.01	6.57 ^b ± 1.01	6.43 ^b ± 1.10

*ns คือ ไม่มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95

หมายเหตุ: ตัวอักษรที่ต่างกันในแนวนอน แสดงว่าค่าที่ได้มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95

พบว่าค่าเฉลี่ยคะแนนการยอมรับของผู้บริโภคต่อข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าทั้ง 3 ระดับ ในด้านลักษณะปรากฏ สี รสชาติ ความกรอบ และความพองตัว ไม่มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 โดยพบว่ามีความชอบในแต่ละด้านอยู่ในช่วงต่าง ๆ ดังนี้ 6.90-7.00, 6.57-6.80, 5.67-6.43, 7.17-7.27 และ 6.43-7.13 ตามลำดับ ด้าน กลิ่น มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ผู้บริโภคให้คะแนนการยอมรับด้านกลิ่นของผลิตภัณฑ์ข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าในปริมาณ

ร้อยละ 2 และ 4 มากที่สุดด้วยคะแนนความชอบ 6.77 และ 6.47 ตามลำดับ รองลงมาคือข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูนานใน ปริมาณร้อยละ 6 ด้วยคะแนนความชอบ 5.97 เนื่องจากผงปลาทูนานมีกลิ่นค่อนข้างแรง การนำผงปลาทูนานมาใส่ในข้าวเกรียบว่าวในปริมาณที่มากขึ้นจะทำให้ข้าวเกรียบว่าวมีกลิ่นที่แรง จึงมีผลต่อความ ชอบด้านกลิ่นของผู้บริโภคได้ ด้าน ความชอบโดยรวม มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ผู้บริโภคให้คะแนนการยอมรับด้านความชอบโดยรวมของผลิตภัณฑ์ข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูนานในปริมาณ ร้อยละ 2 มากที่สุดด้วยคะแนนความชอบ 7.13 รองลงมาคือข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูนานในปริมาณร้อยละ 4 และ 6 ด้วยคะแนนความชอบ 6.57 และ 6.43 ตามลำดับ จากการทดสอบทางประสาทสัมผัสของผู้บริโภคที่มีต่อผลิตภัณฑ์ ข้าวเกรียบว่าวเสริมผง

ตารางที่ 2 ลักษณะของข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูนาน

ปริมาณผงปลาทูนาน (ร้อยละ)	รูปภาพ	ลักษณะ
1		- มีลักษณะเป็นแผ่นสีเหลืองสีน้ำตาลอ่อน มีจุดสีน้ำตาลเล็กน้อย - มีลักษณะการพองตัวดีทั่วทั้งแผ่น กรอบ - รสชาติหวาน
2		- มีลักษณะเป็นแผ่นสีเหลืองสีน้ำตาลอ่อน มีจุดสีน้ำตาล - มีลักษณะการพองตัวดีทั่วทั้งแผ่น กรอบ - รสชาติหวาน มีกลิ่นปลาทูนาน
3		- มีลักษณะเป็นแผ่นสีเหลืองสีน้ำตาลอ่อน มีจุดสีน้ำตาลกระจายทั่วทั้งแผ่น - มีลักษณะการพองตัวดี มีบางจุดที่ไม่พองทำให้แข็ง - รสชาติหวาน มีกลิ่นปลาทูนานแรง

ปลา หนุ่ โดยแปรปริมาณผงปลาหนุ่เป็น 3 ระดับ คือ ร้อยละ 2 4 และ 6 ของน้ำหนักแป้ง ลักษณะทางกายภาพของข้าวเกรียบว่าวแสดงในตารางที่ 2

จากการศึกษาคุณลักษณะทางกายภาพและทางเคมีของข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาหนุ่อบแห้งด้วยการวัดค่าสี L^* a^* และ b^* วัดค่า Water Activity ค่าความแข็ง อัตราการพองตัวด้วยเมล็ดงา (Seed displacement) และความชื้น ได้ผลดังแสดงในตารางที่ 3

ตารางที่ 3 ผลการศึกษาคุณลักษณะทางกายภาพและทางเคมีของข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาหนุ่อบแห้ง

ปัจจัยคุณภาพ	ปริมาณผงปลาหนุ่อบแห้ง (ร้อยละ)		
	2	4	6
ค่าสี			
L^*	58.80 ^a ± 0.78	52.87 ^c ± 0.65	54.77 ^b ± 1.27
a^* ^{ns}	4.47 ± 0.38	3.60 ± 0.53	5.57 ± 1.52
b^* ^{ns}	19.27 ± 0.95	17.77 ± 1.37	21.13 ± 3.78
ความแข็ง (N)	0.59 ^a ± 0.02	0.51 ^b ± 0.03	0.29 ^c ± 0.01
a_w	0.28 ^c ± 0.00	0.35 ^b ± 0.01	0.38 ^a ± 0.00
อัตราการพองตัว (เท่า) ^{ns}	7.83 ± 2.73	5.77 ± 1.12	3.86 ± 0.16
ความชื้น (ร้อยละ)			
ก่อนอบ ^{ns}	11.05 ± 1.40	13.14 ± 1.89	11.62 ± 1.07
หลังอบ	4.42 ^b ± 0.51	5.81 ^a ± 0.27	5.41 ^{ab} ± 0.55

*ns คือ ไม่มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95

*ตัวอักษรที่ต่างกันในแนวนอน แสดงว่าค่าที่ได้มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95

การศึกษาคุณลักษณะทางกายภาพและทางเคมีของข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาหนุ่อบแห้งด้วยการวัดค่าสี L^* a^* และ b^* วัดค่า Water Activity ค่าความแข็ง อัตราการพองตัวด้วยเมล็ดงา (Seed displacement) และความชื้น ค่าสี L^* คือ ค่าความสว่าง (Lightness) พบว่ามีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 โดยข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาหนุ่อบแห้งในปริมาณร้อยละ 2 มีค่าเฉลี่ยค่าความสว่างสูงที่สุดเป็น 58.80 ทำให้มีความสว่างมากที่สุด รองลงมาคือข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาหนุ่อบแห้งในปริมาณร้อยละ 6 มีค่าเฉลี่ยเป็น 54.77 และข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาหนุ่อบแห้งในปริมาณร้อยละ 4 มีค่าเฉลี่ยค่าความสว่างน้อยที่สุดเป็น 52.87 ทำให้มีความสว่างน้อยที่สุด ซึ่งเกิดจากผงปลาหนุ่อบแห้งมีสีน้ำตาลเมื่อใส่ในข้าวเกรียบว่าวจึงทำให้ความสว่างของข้าวเกรียบว่าวลดลงได้ ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Adisara and Nattamol (2014) ที่ได้กล่าวว่าปริมาณของเนื้อปลา

ผลต่อการลดลงของค่าสีโดยเฉพาะค่าความสว่าง นอกจากนี้โมเลกุลของแอมิโลสที่มีอยู่ในแป้งเมื่อถูกทำให้สุกและปล่อยให้เย็นตัวลงจะเกิดการเรียงตัวใหม่ของแอมิโลสทำให้เกิดโครงสร้างที่เป็นผลึกส่งผลทำให้ข้าวเกรียบมีลักษณะที่ทึบมีผลต่อค่าความสว่างลดลงค่าสี (Nanthaya et al., 2019) ด้านค่าสี a^* ของข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าอบแห้ง พบว่าข้าวเกรียบว่าวมีค่าความเป็นสีแดงและไม่มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 โดยข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าอบแห้งในปริมาณร้อยละ 6, 2 และ 4 มีค่าเฉลี่ย $+a^* 5.57$, $+a^* 4.47$ และ $+a^* 3.60$ ตามลำดับ ข้าวเกรียบว่าวมีสีขาวอมน้ำตาลอ่อน เกิดจากผงปลาทูน่าที่ใส่ลงไป ด้านค่าสี b^* ของข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าอบแห้ง พบว่าข้าวเกรียบว่าวมีค่าความเป็นสีเหลืองและไม่มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 โดยข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าอบแห้งในปริมาณร้อยละ 6, 2 และ 4 มีค่าเฉลี่ย $+b^* 21.13$, $+b^* 19.27$ และ $+b^* 17.77$ ตามลำดับ

ค่าความแข็ง (Hardness) จากการวิเคราะห์พบว่าความแข็งของข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าอบแห้ง มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 โดยข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าอบแห้งในปริมาณร้อยละ 2 มีค่าเฉลี่ยค่าความแข็งสูงที่สุดเป็น 0.59 N รองลงมาคือข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าอบแห้งในปริมาณร้อยละ 4 มีค่าเฉลี่ยเป็น 0.51 N และข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าอบแห้งในปริมาณร้อยละ 6 มีค่าเฉลี่ยค่าความแข็งน้อยที่สุดเป็น 0.29 N ทั้งนี้อาจเกิดจากการเรียงตัวของแอมิโลสเมื่อมีการเติมเนื้อปลาทูน่าเพิ่มจะมีผลต่อการลดการเกิดการเรียงตัวเป็นผลึกของแอมิโลสเมื่อเย็นตัวลง (Nanthaya et al., 2019) จึงทำให้ค่าความแข็งของข้าวเกรียบลดลง

ค่า a_w จากการศึกษพบว่าค่า a_w ของข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าอบแห้ง มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 โดยข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าอบแห้งในปริมาณร้อยละ 6 มีค่าเฉลี่ยสูงที่สุดเป็น 0.38 รองลงมาคือข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าอบแห้งในปริมาณร้อยละ 4 และ 2 มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0.35 และ 0.28 ตามลำดับ ซึ่งค่าดังกล่าวทำให้สามารถจัดให้เป็นอาหารในกลุ่มที่มีความชื้นต่ำ ซึ่งสามารถที่จะทำให้เกิดการเก็บรักษาไว้ได้นาน (Sumonta, 2002)

ค่าอัตราการพองตัวของข้าวเกรียบว่าวสูตรเสริมผงปลาทูน่าอบแห้ง พบว่าข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าอบแห้ง มีอัตราการพองตัวไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 โดยข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าอบแห้งในปริมาณร้อยละ 2, 4 และ 6 มีอัตราการพองตัวเท่ากับ 7.83, 5.77 และ 3.86 เท่าตามลำดับ ค่าความชื้นของข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าอบแห้งก่อนอบ พบว่าค่าความชื้นของข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าอบแห้ง ไม่มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 โดยข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าอบแห้งในปริมาณร้อยละ 4, 6 และ 2 มีค่าเฉลี่ยความชื้นเท่ากับร้อยละ 13.14, 11.62 และ 11.05 ตามลำดับ ค่าความชื้นของข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าอบแห้งหลังอบ พบว่าค่าความชื้นของข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าอบแห้ง มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 โดยข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทูน่าอบแห้งในปริมาณร้อยละ 4 มีค่าเฉลี่ยความชื้นหลังอบสูงที่สุดเป็น ร้อยละ 5.81 รองลงมาคือข้าวเกรียบว่าวเสริม

ผงปลาทุ่นอบแห้งในปริมาณร้อยละ 6 และ 2 มีค่าเฉลี่ยความชื้นหลังอบเท่ากับร้อยละ 5.41 และ 4.42 ตามลำดับ ทั้งนี้ความชื้นก่อนอบและปริมาณเนื้อปลาที่มีผลต่อค่าการพองตัวของข้าวเกรียบว่าว เนื่องจาก หากปริมาณความชื้นเริ่มต้นในผลิตภัณฑ์ต่ำจะทำให้เกิดการพองตัวได้ดีเพราะจะทำให้โครงสร้างของแป้งเกาะตัวกันแน่นเกิดทำให้เกิดการดันตัวออกมาได้มากในขณะที่ข้าวเกรียบที่มีปริมาณความชื้นเริ่มต้นสูงจะทำให้โครงสร้างแป้งเกาะตัวกันหลวม ทำให้ลดการเกิดการพองตัวได้ (Adisara and Nattamol, 2014) เมื่อพิจารณาจากผลความชื้นก่อนอบซึ่งเป็นความชื้นของข้าวเกรียบก่อนที่จะนำไปทำให้เกิดการพองจะพบว่าปริมาณความชื้นไม่มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ เมื่อพิจารณาค่าการพองตัวเปรียบเทียบพบว่าให้ผลไปในทิศทางเดียวกัน แต่อัตราการพองตัวที่แตกต่างกันอาจเนื่องจากปริมาณโปรตีนเนื้อปลาที่มีอยู่ในข้าวเกรียบส่งผลให้อัตราการพองตัวของข้าวเกรียบลดลง จากการศึกษาคุณลักษณะทางกายภาพและทางเคมีของข้าวเกรียบว่าวเสริมผงปลาทุ่นอบแห้งทั้ง 3 ระดับ พบว่าข้าวเกรียบว่าวที่เสริมปริมาณผงปลาทุ่นอบแห้งในปริมาณร้อยละ 2 ของน้ำหนักแป้งเป็นปริมาณที่ได้การยอมรับมากที่สุด โดยค่าความสว่างของข้าวเกรียบว่าวปริมาณร้อยละ 2 มีค่าความสว่างสูงสุด ข้าวเกรียบว่าวมีสีขาวนวลมีจุดสีน้ำตาลเล็กน้อยที่เกิดจากผงปลาทุ่นอบแห้ง ค่า a_w และค่าความชื้นของข้าวเกรียบว่าวในปริมาณร้อยละ 2 มีปริมาณน้อยที่สุด จึงส่งผลให้ข้าวเกรียบว่าวมีการพองตัวมากที่สุด สอดคล้องกับคะแนนความชอบโดยรวมของผู้บริโภค ซึ่งเมื่อทำการเปรียบเทียบกับสิ่งทดลองอื่นๆ จะพบว่า มีปริมาณความชื้นและปริมาณ a_w ที่สูงจึงจะส่งผลต่อการเก็บรักษาผลิตภัณฑ์ในระยะยาวทำให้ลดการยอมรับของผู้บริโภค ผู้วิจัยจึงเลือกข้าวเกรียบว่าวเสริมปริมาณผงปลาทุ่นอบแห้งปริมาณร้อยละ 2 เป็นสูตรที่ดีที่สุด

สรุปผลการทดลอง

ปริมาณทุ่นอบแห้งที่เหมาะสมที่สุดคือร้อยละ 2 จะทำให้มีความชอบทางด้านประสาทสัมผัสในด้านลักษณะปรากฏ สี กลิ่น รสชาติ ความกรอบ ความพองตัว และความชอบโดยรวม คือ 7.00, 6.63, 6.77, 6.43, 7.27, 7.40 และ 7.13 ตามลำดับ มีค่าคุณภาพทางเคมี กายภาพ ดังนี้ สี ($L^* a^* b^*$) 58.80, 4.47 และ 19.27 ด้านเนื้อสัมผัส ค่าความแข็ง 0.59 N ค่าปริมาณน้ำอิสระ 0.28 อัตราการพองตัว 7.83 เท่า ปริมาณความชื้นทั้งหมดก่อนอบ ร้อยละ 11.05 และหลังอบ 4.42

เอกสารอ้างอิง

- Tantasuttikul, A., & Samuankid, N. (2014). Development of Seasoning Fish Cracker. *Rajabhat Agriculture Journal*, 13(1), 71-79.
- AOAC, B. A. M. (2000). *Association of official analytical chemists. official method of analytical* (17th ed.). Maryland: Gaithersburg, Md.: AOAC international.
- Mopoung, R., Tassana-Udom, U., & Yodphet, A. (2019). Effect of Wheat Flour Content on Characteristics of Spicy Fermented Fish Paste Crackers. *Science and Technology Nakhon Sawan Rajabhat University Journal*, 11(13), 1-14.
- Chosungnern, P. (2001). Rice Cracker (Kao Phong). *Faculty of Home Economics Technology Rajamangala University of Technology Thanyaburi*. (in Thai)
- Segnini, S., Pedreschi, F., & Djemek, P., (2004). Volume measurement method of potato chips. *International Journal of Food properties*, 7(1), 37-44.
- Tanpiphat, S. (2019). *Canned Tuna*. <https://www.amarin babyandkids.com/food-nutrition/kidsnutrition/tuna-can/>
- Stonsaovapak, S. (1994). Miso: Soybean Fermented food. *Food Journal*, 3(24), 209-212.
- Wattanasinth, S. (2002). *Food Microbiology*. Thammasat Publishing. (in Thai)
- Wattanaprachanon, S. (2015). *Production of Rice snak (Khaw Keriwb Waw) by Microwave infrared*. Kasetsart University. (in Thai)
- Limsuwan, T. (2010). *Knowledge of rice food*. Amarin Publishing Bangkok. (in Thai)

Research Article

ผลของการเสริมใช้น้ำผงต่อคุณภาพของบะหมี่สด

Effects of Watermeal (*Wolffia arrhiza* (L.) Wimm.) powder supplement to the quality of fresh noodles

สุธีรา เข้มทอง^{1*}, ภัทรพร ยูธาชิต¹, จิราวรรณ อุ่นเมตตาอารี¹, ลัดดาวรรณ แยมทองหลาง¹, กิตติศักดิ์ มุ่งภูกลาง¹ และ บุปผชาติ ต่อนบุญสูง²

Suteera Khemthong^{1*}, Pattharaporn Yuthachit¹, Jirawan Oonmettaaree¹, Laddawan Yamthonglang¹, Kittisak Mungphuklang¹, and Buppachat Toboonsung²

¹สาขาวิชาวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยีการอาหาร คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยราชภัฏนครราชสีมา อำเภอเมือง จังหวัดนครราชสีมา 30000 ประเทศไทย

²สาขาวิชาฟิสิกส์ คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยราชภัฏนครราชสีมา อำเภอเมือง จังหวัดนครราชสีมา 30000 ประเทศไทย

¹Food Science and Technology Program, Faculty of Science and Technology, Nakhon Ratchasima Rajabhat University, Mueang District, Nakhon Ratchasima Province 30000, Thailand

²Physics Program, Faculty of Science and Technology, Nakhon Ratchasima Rajabhat University, Mueang District, Nakhon Ratchasima Province 30000, Thailand

*E-mail: suteera.k@nrru.ac.th

Received: 20/02/2021; Revised: 06/06/2021; Accepted: 07/07/2021

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาปริมาณใช้น้ำผงที่เหมาะสมในการผลิตบะหมี่ โดยตรวจสอบคุณภาพทางกายภาพ คุณภาพทางเคมี และทดสอบอายุการเก็บรักษา ในการวิจัยนี้ได้ผลิตใช้น้ำผง (PWM) โดยนำใช้น้ำสดมาทำแห้งด้วยตู้อบลมร้อนที่อุณหภูมิ 50 องศาเซลเซียส นาน 5 ชั่วโมง บดและร่อนผ่านตะแกรงขนาด 80 เมช ส่วนผสมของบะหมี่สดใช้แป้งสาลี น้ำ เกลือ โซเดียมคาร์บอเนต และไข่ไก่ โดยมีการเติมน้ำผงทดแทนแป้งสาลีร้อยละ 0, 2.5, 5, 7.5 และ 10 โดยน้ำหนักแป้ง พบว่าคุณภาพทางกายภาพค่าความสว่าง (L*) ความเป็นสีแดง – เขียว (a*) และความเป็นสีเหลือง – น้ำเงิน (b*) มีค่าลดลงตามการเพิ่มขึ้นของปริมาณใช้น้ำผง ซึ่งสังเกตได้ว่าบะหมี่มีสี

เขียวเข้มขึ้น การเพิ่มขึ้นของปริมาณไชน้ำผงทำให้บะหมี่มีค่าความแข็งเพิ่มขึ้น ค่าความยากง่ายในการเคี้ยว แรงดึง และความหยุ่นลดลง อย่างไรก็ตามบะหมี่ที่มีปริมาณไชน้ำผงร้อยละ 2.5 มีคุณภาพทางกายภาพใกล้เคียงกับบะหมี่

สูตรพื้นฐาน (ร้อยละ 0 โดยน้ำหนักแป้ง) แต่มีคุณภาพทางเคมีและคุณค่าทางโภชนาการที่ดีกว่า บะหมี่ผสมไชน้ำผง ร้อยละ 2.5 โดยน้ำหนักแป้ง มีปริมาณโปรตีนร้อยละ 15.51 เส้นใยอาหารร้อยละ 4.22 สารประกอบฟีนอล 0.07 g gallic/100 g (โดยน้ำหนักแห้ง) และคลอโรฟิลล์ 5.42 mg/kg (โดยน้ำหนักแห้ง) ในขณะที่บะหมี่สูตรพื้นฐาน (ร้อยละ 0 โดยน้ำหนักแป้ง) ที่มีปริมาณโปรตีนร้อยละ 14.73 เส้นใยอาหารร้อยละ 4.13 สารประกอบฟีนอล 0.01 g gallic/100 g (โดยน้ำหนักแห้ง) และไม่พบคลอโรฟิลล์ โดยพบว่าคุณภาพทางเคมีของบะหมี่ผสมไชน้ำผงร้อยละ 2.5 โดยน้ำหนักแป้ง สูงกว่าบะหมี่สูตรพื้นฐาน บะหมี่ทั้ง 2 สูตรสามารถเก็บรักษาที่อุณหภูมิ 6 ± 2 องศาเซลเซียส ได้เป็นเวลา 6 วัน โดยค่าสี ลักษณะเนื้อสัมผัส และปริมาณจุลินทรีย์ เป็นไปตามมาตรฐานผลิตภัณฑ์ชุมชนบะหมี่สด (มพข.732/2552) ดังนั้นในงานวิจัยนี้พบว่าการผสมไชน้ำผงปริมาณร้อยละ 2.5 โดยน้ำหนักแป้ง ทำให้บะหมี่มีคุณภาพทางกายภาพ และอายุการเก็บรักษาเหมือนกับบะหมี่สูตรพื้นฐาน แต่มีคุณค่าทางโภชนาการสูงกว่า

คำสำคัญ: บะหมี่, ไชน้ำผง, อายุการเก็บรักษา

Abstract

The objective of this research was to study the optimum quantity of powdered watermeal (PWM) which was mixed into noodle products. The noodle products were tested for their physicochemical properties as well as their shelf life. In this research, PWM was produced by drying fresh watermeal (*Wolffia arrhiza* (L.) Wimm.) in hot air oven at 50 °C for 5 hours, then it was grinded and filtered using an 80-mesh sieve. The ingredients of the fresh noodles were wheat flour, water, salt, sodium carbonate, and eggs. PWM was added in different amounts of 0, 2.5, 5, 7.5, and 10% by weight the wheat flour. It was found that the physical property of lightness (L^*) values, redness – greenness (a^*) values and yellowness – blueness (b^*) values decreased with increasing amounts of PWM, which was evidenced by the increasing green color of the noodles. It was noted that as increasing amounts of PWM were used, hardness of the noodle increased and their chewiness, tensile strength and elasticity decreased. However, with a PWM content of 2.5% the noodles demonstrated similar physical property to that of original noodles (with 0% PWM) whilst showing better chemical property and nutritional value. The addition of PWM at 2.5% resulted in the noodles containing 15.51% of protein, 4.22% of fiber, 0.07g of gallic /100g DW of phenol compound and 5.42 mg of chlorophyll /kg DW which is higher than the original noodles (with 0% PWM) which contained 14.73% of protein, 4.13% of fiber, 0.01g gallic /100g DW of phenol compound and no traces of chlorophyll. It was observed that the chemical quality of noodles with PWM at 2.5% were better than that of

original noodles (with 0% PWM). The two noodle products were able to be stored at $6\pm 2^{\circ}\text{C}$ for 6 days as evidenced by their color values, texture profile and microbial quantity which adhered to Thai community product

standard: egg noodles (TCPS:732/2552). Therefore, this research found that the mixing of PWM at 2.5% resulted in the same physical property and shelf life as original noodles but resulted in a higher nutritional value.

Keywords: noodle, Watermeal powder, shelf life

บทนำ

บะหมี่จัดเป็นอาหารที่ได้รับความนิยมบริโภคในประเทศไทยมาเป็นระยะเวลานานโดยอาจจัดได้ว่าเป็นอาหารหลักอีกประเภทหนึ่งที่สามารถบริโภคแทนข้าวได้ มีความสะดวกและรวดเร็วในการเตรียม ราคาไม่แพง สามารถดัดแปลงเป็นอาหารอื่น ๆ ได้หลายประเภท จึงทำให้อุตสาหกรรมการผลิตบะหมี่เพื่อจำหน่าย ทั้งในและต่างประเทศเกิดขึ้นมากมาย บะหมี่ที่จำหน่ายในปัจจุบันตามท้องตลาด สารอาหารส่วนใหญ่ของบะหมี่เมื่อบริโภคแล้วจะพบเฉพาะคาร์โบไฮเดรต หากมีการนำส่วนประกอบอื่นที่มีคุณค่าทางอาหารมาทดแทนในส่วนผสมจะสามารถช่วยให้ผู้บริโภคได้รับสารอาหารที่มีประโยชน์สูงขึ้น ดังจะเห็นจากงานวิจัยการพัฒนาบะหมี่สดโดยการเติมผงแก่นตะวัน (Malai et al., 2013) การทดแทนเนื้อตาลหงในผลิตภัณฑ์บะหมี่สด (Tanasombun et al., 2014) การพัฒนาผลิตภัณฑ์บะหมี่แป้งข้าวกล้องสำเร็จรูปเสริมสารต้านอนุมูลอิสระจากผักเชียงดา (Cham & Muenchaisri, 2018) การพัฒนาบะหมี่สดเสริมผักเห็ดขี้เหล็ก (Palasuwan et al., 2019) การปรับปรุงคุณภาพถั่วเขียวด้วยเห็ดและมันเปรียบเทียบกับบะหมี่ท้องถิ่น (Parvin et al., 2020) นอกจากนี้ยังมีการศึกษาคุณภาพของเส้นถั่วเขียวโดยการทดแทนแป้งสาลีบางส่วนด้วยแป้งไรซ์เบอร์รี่ (Sirichokworrakita et al., 2015) เป็นต้น

ไข่น้ำ มีชื่อวิทยาศาสตร์ *Wolffia arrhiza* (L.) Wimm. อยู่ในวงศ์ Lemnaceae สกุล *Wolffia* นอกจากนี้ไข่น้ำยังมีชื่อท้องถิ่นซึ่งแตกต่างกันไป เช่น ผำ (ภาคเหนือ) ไข่น้ำ (ภาคกลาง) และไข่น้ำ (ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ) ไข่น้ำเป็นพืชน้ำที่มีต้นเล็กที่สุดในโลก ไม่มีราก มีรูปร่างค่อนข้างกลมหรือยาวรี สีเขียวเป็นมันมีขนาดเส้นศูนย์กลาง 0.5 - 1.5 มิลลิเมตร การเลี้ยงไข่น้ำมีหลายรูปแบบ ทั้งเลี้ยงในแหล่งน้ำธรรมชาติ ในบ่อดิน และในถังไฟเบอร์กลาส ซึ่งการได้รับแสง ค่า pH ของน้ำ และการใส่ปุ๋ย ที่แตกต่างกันจะทำให้ได้ผลผลิตไข่น้ำที่ต่างกัน โดยพบว่าการเพาะเลี้ยงในถังไฟเบอร์กลาส ที่มีแสงเฉลี่ยวันละ 6 ชั่วโมง โดยความเข้มแสงที่ประมาณ 5,000 - 10,000 ลักซ์ ค่า pH ของน้ำเฉลี่ย 5.5 - 6.5 และใช้ปุ๋ยวิทยาศาสตร์สูตร 16-16-16 พบว่าในระยะเวลา 6 วัน ได้ผลผลิตทั้งหมด 150 - 165 กรัมต่อตารางเมตร และให้ผลผลิตสูงขึ้นเรื่อย ๆ หากดูแล ควบคุมสภาวะต่าง ๆ เมื่อใช้เวลา 30 วัน ให้ผลผลิตประมาณ 1.5 - 2 กิโลกรัมต่อครั้ง ซึ่งผลผลิต ราคาขึ้นกับฤดูกาล และวิธีการเพาะเลี้ยงไข่น้ำ ในฤดูฝนไข่น้ำมีราคา 10 - 20 บาทต่อกิโลกรัม (Somboon, 2015) มีรายงานการวิเคราะห์องค์ประกอบทางโภชนาการของไข่น้ำโดยนักวิทยาศาสตร์พบว่า ไข่น้ำมีโปรตีนสูงถึงร้อยละ 35.06 ไขมันร้อยละ 0.91 คาร์โบไฮเดรตร้อยละ 12.78 มีคาโรทีนอยด์ 996.9 และเบต้าแคโรทีน

360 mg/kg (โดยน้ำหนักแห้ง) (Somboon, 2015) ซึ่งการใช้ประโยชน์ส่วนใหญ่ใช้เป็นอาหารสัตว์ เช่น การใช้ไขมันเสริมในอาหารเลี้ยงเปิดต่อสมรรถนะการผลิตและการสร้างสีในไข่เป็ด (Rattanawut et al., 2017) การศึกษาผลของ

สูตรอาหารผสมไขมันและอัตราความหนาแน่นต่อการเจริญเติบโตของปลากะแหที่เลี้ยงในกระชัง (Munkit, 2018) และการศึกษาการใช้ไขมันแทนกากถั่วเหลืองต่อประสิทธิภาพการผลิตและคุณภาพไข่นกกระทาญี่ปุ่น (Suppadit et al., 2012) เป็นต้น การนำไขมันไปทำอาหารส่วนมากเป็นอาหารพื้นบ้านเพื่อบริโภคในครัวเรือนตามชนบท ซึ่งการนำไขมันมาแปรรูปเป็นผลิตภัณฑ์ต่าง ๆ ยังมีน้อย และไม่หลากหลาย เนื่องจากความเชื่อมั่นด้านความสะอาดของแหล่งน้ำ เพราะจะต้องใช้แหล่งน้ำในการเพาะเลี้ยง และผู้บริโภคยังไม่ทราบถึงคุณค่าทางโภชนาการของไขมันที่มีสารต้านอนุมูลอิสระที่สูงด้วย ดังนั้นจึงมีงานการวิจัยที่ใช้ไขมันในการพัฒนาผลิตภัณฑ์ที่หลากหลาย เช่น การผลิตโยเกิร์ตเสริมไขมัน (Chaikulsareewath & Amsem 2007) การใช้ไขมันเสริมคุณภาพในมัพฟินช็อกโกแลต (Boonwittaya et al., 2016) และนวัตกรรมผลิตภัณฑ์เสริมอาหารจากอัลฟัลเฟีย กลอโบซ่า(ไขมัน) (Cheerapatyut et al., 2009) เป็นต้น ดังนั้นในงานวิจัยนี้จึงมีแนวคิดที่จะนำไขมัน ซึ่งอุดมไปด้วยสารอาหารจำพวกโปรตีน และเบต้าแคโรทีน ผสมกับแป้งสาลีในพัฒนาผลิตภัณฑ์ขนม โดยศึกษาคุณภาพทางกายภาพ ทางเคมี ค่าความแข็ง ค่าความยากง่ายในการเคี้ยว แรงดึง ความหยุ่น และปริมาณจุลินทรีย์เพื่อหาอายุการเก็บรักษาของขนมเสริมไขมัน การเสริมไขมันลงในผลิตภัณฑ์ขนมจะเป็นการเพิ่มคุณค่าทางโภชนาการและเพิ่มทางเลือกให้กับผู้บริโภคในการเลือกซื้อผลิตภัณฑ์ที่มีประโยชน์ต่อร่างกาย อีกทั้งยังเป็นการเพิ่มมูลค่าให้กับไขมัน ก่อให้เกิดการนำไขมันมาใช้ประโยชน์ในเชิงพาณิชย์ได้อีกด้วย

วัสดุอุปกรณ์และวิธีการทดลอง

1. การเตรียมไขมันผง

ไขมันสดที่นำมาศึกษาจากตลาดแม่กิมเฮง อำเภอเมือง จังหวัดนครราชสีมา โดยสังเกตลักษณะของไขมันควรมีสีเขียวยสด มีความมันวาว ไม่มีกลิ่นเหม็นของโคลน และมีอายุไม่เกิน 2 วันหลังการเก็บเกี่ยว นำไขมันมาล้างด้วยน้ำสะอาด โดยใช้อัตราส่วนไขมัน 1 กิโลกรัมต่อน้ำ 1 ลิตร ใช้การล้างแบบน้ำไหล จากนั้นนำไขมันมาแช่น้ำคลอรีนความเข้มข้น 100 ppm นาน 5 นาที (อัตราส่วน ไขมัน : คลอรีน เท่ากับ 1 : 2 โดยน้ำหนัก) ตักขึ้นพักให้สะเด็ดน้ำ แล้วนำไปลวกที่อุณหภูมิ 95 องศาเซลเซียส เวลา 30 วินาที นำมาจุ่มในน้ำเย็นเป็นเวลาประมาณ 25 วินาที ตักขึ้นพักให้สะเด็ดน้ำ แล้วนำไขมันมาทำแห้งด้วยตู้อบลมร้อนแบบถาด (Tray dry) ที่อุณหภูมิ 50 องศาเซลเซียส (Cheerapatyut et al., 2009) นาน 5 ชั่วโมง หรือจนกระทั่งมีความชื้นร้อยละ 6 ± 2 บดไขมันแห้งให้เป็นผงด้วยเครื่องปั่นผสม ร่อนผ่านตะแกรงขนาด 80 เมช แล้วบรรจุใส่ถุงพลาสติกปิดให้สนิท ตรวจสอบคุณภาพของไขมันผง

2. การผลิตขนมผสมไขมันผง

ส่วนผสมของบะหมี่ไข่แป้งสาลี 180 กรัม น้ำ 40 กรัม เกลือ 3 กรัม โซเดียมคาร์บอเนต 4 กรัม ไข่ไก่ 1 ฟอง และมีการเติมน้ำมันงทดแทนแป้งสาลี 5 สูตร ในปริมาณร้อยละ 0 2.5 5 7.5 และ 10 โดยน้ำหนักของแป้งสาลี วิธีการทำบะหมี่เมื่อเตรียมส่วนผสมครบแล้วตามสูตรต่าง ๆ ร่อนไข่แป้งกับแป้งสาลีลงในอ่างผสม ละลายเกลือ

และโซเดียมคาร์บอเนตในน้ำ คนให้เข้ากัน นำส่วนผสมทั้งหมดลงในเครื่องนวดแป้ง (Kitchen aid) รุ่น Model 5KPM5 Made in U.S.A นวดเป็นเวลา 10 นาที พักไว้ 20 นาที นำเข้าเครื่องรีดเส้นบะหมี่ แบบตั้งโต๊ะ มือหมุน (Pasta maker) รุ่น Sakura ให้เป็นแผ่นมีความหนาประมาณ 1 - 2 มิลลิเมตร ตัดเป็นเส้นให้มีขนาดความกว้างประมาณ 2 มิลลิเมตร ความยาวประมาณ 50 เซนติเมตร ม้วนบะหมี่ให้เป็นก้อน เรียงใส่ถาดสแตนเลสหุ้มด้วยฟิล์มยืดห่ออาหารเพื่อไม่ให้เส้นบะหมี่สัมผัสกับอากาศ นำบะหมี่ที่ได้มาตรวจสอบคุณภาพในด้านสี องค์ประกอบทางเคมี และคุณลักษณะด้านเนื้อสัมผัส

3. การตรวจสอบคุณภาพ

การวัดค่าสี $L^* a^* b^*$ (L^* คือ ค่าความสว่าง a^* คือ ค่าความเป็นสีแดง - เขียว b^* คือ ค่าความเป็นสีเหลือง - น้ำเงิน) ด้วยเครื่องวัดสี Hunter รุ่น Miniscan EZ วัดปริมาณน้ำอิสระ (Aqualab dewpoint water activity meter, a_w) ด้วยเครื่องวัด a_w ยี่ห้อ Decagon รุ่น Aqualab Lite ความชื้นวัดตามวิธี AOAC (2000)

การตรวจสอบองค์ประกอบทางเคมี ประกอบด้วย ความชื้น เถ้า โปรตีน ไขมัน เส้นใยอาหารและปริมาณคลอโรฟิลล์ตามวิธี AOAC (2000) ปริมาณเบต้าแคโรทีน (Nagata & Yamashita, 1992) และปริมาณสารประกอบฟีนอลทั้งหมด (Singleton & Rossi, 1965)

การวัดลักษณะเนื้อสัมผัสด้วยเครื่อง Texture analyser รุ่น TA.XT.Plus โดยใช้วิธีทดสอบแบบ Texture Profile Analysis ใช้หัววัดแบบ Cylinder Probe ขนาด 35 mm (P/36R) วัดแรงกด (Compression) ค่าที่วัดได้คือ ค่าความแข็ง (Hardness) และความยากง่ายต่อการเคี้ยว (Chewiness) วัดค่าความต้านทานแรงดึง (Tension test) ใช้หัววัด spaghetti tensile rig (A/SPR) ค่าที่วัดได้คือ แรงดึง (Tensile strength) และความยืดหยุ่น (Elasticity)

การดูดซึมน้ำ (Water absorption) และการสูญเสียระหว่างการหุงต้ม (Cooking loss) ตามวิธี AACC (2000)

การวิเคราะห์ทางสถิติ โดยการนำข้อมูลการวิเคราะห์คุณภาพมาหาความแปรปรวน (ANOVA) ตามแผนทดลองแบบสุ่มสมบูรณ์ (CRD) จำนวน 3 ซ้ำ และเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยโดยวิธี Duncan's New Multiple Range Test (DMRT) โดยใช้โปรแกรมทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 95% ($p \leq 0.05$) โดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป SPSS ver. 17

คัดเลือกปริมาณไข่แป้งที่เหมาะสมในการผลิตบะหมี่ โดยใช้เกณฑ์ในการคัดเลือกคือ บะหมี่ที่ได้ต้องมีความเหนียว นุ่ม เป็นไปตามมาตรฐานผลิตภัณฑ์ชุมชนบะหมี่สด (มพช.732/2552) พิจารณาจากค่าลักษณะเนื้อสัมผัสประกอบด้วย ค่าความแข็ง (Hardness) ค่าความยากง่ายในการเคี้ยว (Chewiness) ค่าแรงดึง (Tensile Strength) ค่าความยืดหยุ่น (Elasticity) ค่าสี และการสูญเสียระหว่างการหุงต้ม (Cooking loss)

4. ศึกษาอายุการเก็บรักษาของบะหมี่ผสมไข่

ศึกษาอายุการเก็บรักษาทำโดยม้วนบะหมี่เป็นก้อนกลมน้ำหนัก 50 กรัม บรรจุในถุงพลาสติกโพลิโพรพิลีน (Polypropylene) ปิดผนึก เก็บรักษาไว้ที่อุณหภูมิ 6 ± 2 องศาเซลเซียส ซึ่งการเก็บรักษาที่อุณหภูมินี้จะทำให้เก็บได้นาน

ขึ้น (Rachtanapun & Tangnonthaphat, 2011) ทำการตรวจสอบคุณภาพทุก ๆ 3 วัน โดยมีการตรวจสอบค่า L^* , a^* และ b^* ลักษณะเนื้อสัมผัส โดยเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยด้วยวิธีการ Paired Samples T-test ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ($p \leq 0.05$) ของวันที่ 0 กับแต่ละระยะเวลาที่เก็บรักษาบะหมี่สด และตรวจสอบทางจุลินทรีย์ 3 ชนิด คือ ปริมาณจุลินทรีย์ทั้งหมดต้องไม่เกิน 1×10^4 โคโลนีต่อกรัมของตัวอย่าง ปริมาณยีสต์และราต้องไม่เกิน 1×10^2 โคโลนีต่อกรัมของตัวอย่าง และ *Escherichia coli* ต้องน้อยกว่า 3 MPN ต่อกรัมของตัวอย่าง ตามมาตรฐานผลิตภัณฑ์ชุมชนบะหมี่สด (มพข.732/2552) ด้วยวิธี APHA (2001) โดยการเก็บรักษาจะสิ้นสุดเมื่อบะหมี่มีปริมาณจุลินทรีย์เกินเกณฑ์มาตรฐานที่กำหนด

ผลและวิจารณ์ผลการทดลอง

1. คุณภาพของไข่ผง

ไข่ผงสด (ความชื้นร้อยละ 94.86) มีสีเขียวย่น เมื่อนำไปทำแห้ง ไข่ผงมีปริมาณร้อยละผลผลิตที่ได้ (Yield) คิดเป็นร้อยละ 5 ไข่ผงเปลี่ยนเป็นสีเขียวย่นมอดก ดังแสดงในรูปที่ 1 เนื่องจากในไข่ผงมีคลอโรฟิลล์ ซึ่งคลอโรฟิลล์ไม่คงตัวต่อความร้อน เมื่อได้รับความร้อนทำให้โครงสร้างของคลอโรฟิลล์เกิดกระบวนการฟิโอฟิตินาชัน (Phytophytinization) ซึ่งเป็นการแทนที่แมกนีเซียมในคลอโรฟิลล์ด้วยไฮโดรเจน ทำให้คลอโรฟิลล์เปลี่ยนไปเป็นอนุพันธ์ฟิโอฟิติน (Pheophytin) ทำให้สีเขียวเปลี่ยนเป็นสีเขียวย่นมอดก (Supanpayak et al., 2020) และเมื่อนำไปวัดค่า L^* , a^* และ b^* มีค่าเท่ากับ 30.96 -4.25 และ 19.44 ตามลำดับ แสดงดังตารางที่ 1 องค์ประกอบทางเคมีของไข่ผงประกอบด้วยความชื้นร้อยละ 6.65 เถ้าร้อยละ 20.47 โปรตีนร้อยละ 23.82 ไขมันร้อยละ 3.73 เส้นใยอาหารร้อยละ 9.76 และคาร์โบไฮเดรตร้อยละ 45.33 (โดยน้ำหนักแห้ง) แสดงดังตารางที่ 1 ซึ่งแตกต่างกับในงานวิจัยและนวัตกรรมผลิตภัณฑ์เสริมอาหารจากวอลฟิเลีย กลอโบซ่า (ไข่ผง) ที่อบแห้งไข่ผงด้วยเครื่องอบแห้งด้วยลมร้อนที่อุณหภูมิ 50 องศาเซลเซียส พบว่าปริมาณมีความชื้นเท่ากับร้อยละ 6.26 มีโปรตีนร้อยละ 18.89 ไขมันร้อยละ 0.83 คาร์โบไฮเดรตร้อยละ 56.68 เส้นใยอาหารร้อยละ 14.57 และเถ้าร้อยละ 17.60 (โดยน้ำหนักแห้ง) (Cheerapatyut et al., 2009) ทั้งนี้องค์ประกอบต่าง ๆ ของไข่ผง ขึ้นอยู่กับสภาพแวดล้อมในการเจริญเติบโต เช่น ปริมาณฝน แสงสว่าง อุณหภูมิของน้ำ ความเค็มของน้ำ ซึ่งมีผลต่อกลไกการสังเคราะห์สารชีวโมเลกุล (Ruen-ngam, 2017 ; Rowchai & Somboon, 2007)

นอกจากนี้ไข่ผงยังมีรงควัตถุในกลุ่มคลอโรฟิลล์ เบต้าแคโรทีน และสารประกอบฟีนอลในปริมาณสูง โดยพบว่าไข่ผงมีปริมาณคลอโรฟิลล์ 50.86 mg/kg (โดยน้ำหนักแห้ง) เบต้าแคโรทีนเท่ากับ 1.35 g/100 g (โดยน้ำหนักแห้ง) และสารประกอบฟีนอลเท่ากับ 1.23 g gallic/ 100 g (โดยน้ำหนักแห้ง) ซึ่งคลอโรฟิลล์มีปริมาณสูง

กว่าบรอกโคลี และผักกาดหอม ซึ่งมีค่าเท่ากับ 1.14 และ 11.98 mg/g (โดยน้ำหนักแห้ง) (Izaki et al., 1986) ปริมาณสารประกอบฟีนอลมีค่าสูงกว่ามะรุ้ม จิง มะขาม ตะไคร้ และมะนาว ซึ่งมีค่า 0.74 1.04 0.83 0.68 และ 0.42 g gallic/

100 g (โดยน้ำหนักแห้ง) ตามลำดับ (Halee & Rattanapun, 2017) ดังนั้น ใข้ น้ำพองจึงเป็นแหล่งของสารต้านออกซิเดชันและมีคุณค่าทางโภชนาการสูง



(ก)



(ข)

รูปที่ 1 ลักษณะปรากฏของสีใข้ น้ำ ก. ใข้ น้ำสด และ ข. ใข้ น้ำพอง

ตารางที่ 1 สีและองค์ประกอบทางเคมีของใข้ น้ำพอง

องค์ประกอบ	ปริมาณ
ด้านสี	
L*	30.96±0.10
a*	-4.25±0.22
b*	19.44±0.15
ด้านเคมี	
ความชื้น (ร้อยละ)	6.65±0.62
เถ้า (ร้อยละโดยน้ำหนักแห้ง)	20.47±0.47
โปรตีน (ร้อยละโดยน้ำหนักแห้ง)	23.82±0.74
ไขมัน (ร้อยละโดยน้ำหนักแห้ง)	3.73±0.46
เส้นใยอาหาร (ร้อยละโดยน้ำหนักแห้ง)	9.76 ±0.68

องค์ประกอบ	ปริมาณ
ด้านสี	
L*	30.96±0.10
a*	-4.25±0.22
b*	19.44±0.15
ด้านเคมี	
คาร์โบไฮเดรต (ร้อยละโดยน้ำหนักแห้ง)	45.33±0.82
เบต้าแคโรทีน (mg/100 g โดยน้ำหนักแห้ง)	1.35±0.04
ฟีนอล (g gallic/100 g โดยน้ำหนักแห้ง)	1.23±0.01
คลอโรฟิลล์ (mg/kg โดยน้ำหนักแห้ง)	50.86±0.00

values (Means ± SD) N = 3

2. ผลการศึกษาปริมาณไขมันที่ผสมในการผลิตบะหมี่

2.1 ค่าสีของบะหมี่ผสมไขมัน

ผลการศึกษาค่าสีบะหมี่สูตรพื้นฐาน และบะหมี่ที่มีการเติมปริมาณไขมันในปริมาณร้อยละ 0 2.5 5 7.5 และ 10 ของน้ำหนักแป้ง พบว่าเมื่อเติมปริมาณไขมันมากขึ้นส่งผลให้ค่าความสว่าง (L*) ค่าความเป็นสีแดง - สีเขียว (a*) ค่าความเป็นสีเหลือง - สีนํ้าเงิน (b*) ของบะหมี่ลดลงอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงดังตารางที่ 2 โดยก่อนลวกบะหมี่มีค่า L* มีค่าเท่ากับ 55.27 40.22 37.97 35.55 และ 26.79 ตามลำดับ ค่า a* มีค่าเท่ากับ 3.72 0.07 -0.60 -0.70 และ -0.80 ตามลำดับ และค่า b* มีค่าเท่ากับ 25.00 14.14 13.19 10.91 และ 9.77 ตามลำดับ ซึ่งค่า L* a* และ b* ลดลง เนื่องจากไขมันมีสีเขียวมะกอกเมื่อเพิ่มปริมาณที่มากขึ้นส่งผลทำให้บะหมี่มีความสว่างลดลง (ค่า L* ลดลง) มีสีเขียวเข้มมากขึ้น (ค่า a* ลดลง) มีสีเหลืองลดลง (ค่า b* ลดลง) ซึ่งสอดคล้องกับรูปที่ 2 ของบะหมี่ก่อนลวก

เมื่อนำบะหมี่ทุกสูตรไปลวกทำให้เส้นบะหมี่ใส มีความสว่างมากขึ้นพิจารณาจากค่า L* ที่เพิ่มขึ้น เท่ากับ 61.18 44.12 43.88 36.71 และ 27.47 และสอดคล้องกับรูปที่ 2 ของบะหมี่หลังการลวก ซึ่งเกิดจากการพองตัวของเม็ดสตาร์ชในสภาวะที่มีน้ำมาก โดยจะพองตัวเพิ่มขึ้นเมื่ออุณหภูมิสูงขึ้นเรียกว่าการเกิดเจลาติไนเซชัน (Gelatinization) ของแป้งสาลี อีกทั้งการลวกทำโดยมีความร้อนจึงไปทำให้เกิดการสูญเสียปริมาณคลอโรฟิลล์ในไขมันละลายไปกับน้ำที่ใช้ลวก (Chinnasarn & Krasaechol, 2020) และความร้อนยังทำให้โครงสร้างของคลอโรฟิลล์ในไขมันเกิดกระบวนการฟิโอฟิตินไนเซชัน (Pheophytinization) ทำให้บะหมี่มีสีเขียวมเหลือง (Phongramun et al., 2011) ดังนั้นความร้อนทำให้สีของบะหมี่มีค่า L* ที่เพิ่มขึ้น บะหมี่มีความใสมากขึ้นเมื่อเปรียบเทียบกับบะหมี่ก่อนลวก ซึ่งจะสอดคล้องกับค่า a* และค่า b* ที่แสดงค่าไปในทิศทางความเป็นสีเขียว และความเป็นสีเหลืองที่เพิ่มขึ้น ตามลำดับ

ตารางที่ 2 ค่าสีของบะหมี่ที่ผสมไข่น้ำผงในปริมาณต่าง ๆ ก่อนลวกและหลังลวก

ปริมาณไข่น้ำผง (ร้อยละน้ำหนักแป้ง)	L*		a*		b*	
	ก่อนลวก	หลังลวก*	ก่อนลวก	หลังลวก*	ก่อนลวก	หลังลวก*
สูตรพื้นฐาน (0)	55.27 ^a ±0.60	61.18 ^a ±0.34	3.72 ^a ±0.07	1.03 ^a ±0.12	25.00 ^a ±0.69	24.24 ^a ±0.52
2.5	40.22 ^b ±1.23	44.12 ^b ±0.57	0.07 ^b ±0.07	-1.44 ^b ±0.16	14.14 ^b ±0.32	24.36 ^a ±0.32
5	37.97 ^c ±0.81	43.88 ^b ±0.34	-0.60 ^c ±0.03	-1.64 ^b ±0.35	13.19 ^c ±1.05	18.28 ^b ±0.53
7.5	35.55 ^d ±0.28	36.71 ^c ±0.60	-0.70 ^c ±0.04	-1.99 ^c ±0.06	10.91 ^d ±0.57	17.26 ^b ±0.45
10	26.79 ^e ±0.66	27.47 ^d ±0.45	-0.80 ^d ±0.04	-2.25 ^c ±0.11	9.77 ^d ±1.13	11.73 ^c ±0.15

หมายเหตุ : ^{abcde} ตัวอักษรพิมพ์เล็กที่ต่างกัน ในแนวดิ่ง หมายถึง มีความแตกต่างกันทางสถิติของปริมาณไข่น้ำผง (p≥0.05),

* ในแนวนอน หมายถึง มีความแตกต่างกันทางสถิติของบะหมี่ก่อนและหลังการลวก (p≥0.05), values (Means ± SD) N = 3

บะหมี่ก่อนลวก



บะหมี่หลังลวก



(ก)

(ข)

(ค)

(ง)

(จ)

รูปที่ 2 ลักษณะของบะหมี่ผสมไข่น้ำผังก่อนลวกและหลังลวก โดยผสมไข่น้ำผงปริมาณร้อยละ ก. 0 ข. 2.5 ค. 5 ง. 7.5 และ จ. 10 ของน้ำหนักแป้ง

2.2 ค่าน้ำอิสระ (a_w) และความชื้นของบะหมี่ผสมไข่น้ำผง

นำบะหมี่สดสูตรพื้นฐาน และบะหมี่ผสมไข่น้ำผงทั้ง 4 สูตร คือ ร้อยละ 2.5 5 7.5 และ 10.0 (โดยน้ำหนักแป้ง) ที่ยังไม่ผ่านการลวกมาวัดค่าปริมาณน้ำอิสระ (a_w) และปริมาณความชื้น ผลการทดลองแสดงดังตารางที่ 3 พบว่าค่า a_w ลดลงจาก 0.89 ถึง 0.75 และค่าปริมาณความชื้นลดลงจากร้อยละ 28.43 ถึง 20.98 โดยน้ำหนักสด ซึ่งการเติมน้ำผงในส่งผลทำให้ค่า a_w และความชื้นของบะหมี่ผสมไข่น้ำผงทั้ง 4 สูตร คือ ร้อยละ 2.5 5 7.5 และ 10.0 (โดยน้ำหนักแป้ง) และลดลงจากบะหมี่สูตรพื้นฐาน เนื่องจากไข่น้ำผงมีลักษณะเป็นของแข็งเมื่อผสมรวมกับส่วนผสมในการทำบะหมี่ ทำให้ไข่น้ำผงดูดน้ำในบะหมี่ ส่งผลทำให้ค่า a_w และปริมาณความชื้นของบะหมี่ลดลงเมื่อเติมน้ำผงมากขึ้น สอดคล้องกับการเติมผักโขมผงลงในบะหมี่แห้ง พบว่าเมื่อเพิ่มปริมาณผักโขมผงมากขึ้น ปริมาณความชื้นของบะหมี่จะลดลง (Phongramun et al., 2011)

ตารางที่ 3 ค่า a_w และความชื้นของบะหมี่ที่ผสมไข่น้ำผงในปริมาณต่าง ๆ

ปริมาณไข่น้ำผง (ร้อยละน้ำหนักแป้ง)	ค่า a_w	ความชื้น (ร้อยละโดยน้ำหนักสด)
สูตรพื้นฐาน(0)	0.89 ^a ±0.00	28.43 ^a ±0.14
2.5	0.81 ^b ±0.00	26.67 ^b ±0.76
5	0.79 ^b ±0.00	25.88 ^b ±0.41
7.5	0.77 ^c ±0.00	23.15 ^c ±0.74
10	0.75 ^d ±0.00	20.98 ^d ±0.89

หมายเหตุ : abc... ตัวอักษรที่แตกต่างกันในแนวดิ่ง หมายถึง มีความแตกต่างกันทางสถิติ ($p \leq 0.05$) , values (Means ± SD) N = 3

2.3 ลักษณะเนื้อสัมผัสของบะหมี่ผสมไข่น้ำผง

ลักษณะเนื้อสัมผัสของบะหมี่ผสมไข่น้ำแสดงดังตารางที่ 4 พบว่าการเติมน้ำผงส่งผลทำให้ค่าความแข็ง (Hardness) ของบะหมี่สูตรพื้นฐานมีค่า 0.13 N ส่วนบะหมี่ผสมไข่น้ำผงทั้ง 4 สูตร คือ ร้อยละ 2.5 5 7.5 และ 10.0 (โดยน้ำหนักแป้ง) มีค่าเพิ่มขึ้นเป็น 0.14 0.15 0.17 และ 0.22 N ตามลำดับ เนื่องจากไข่น้ำผงที่เติมเข้าไปในส่วนผสมจะไปดูดน้ำ ทำให้กึ่งสุกในแป้งสาธิตมีปริมาณน้ำไม่เพียงพอในการเกิดไคโดอย่างสมบูรณ์ (Tanasombun et al.,

2014; Palasuwan et al., 2019) จึงทำให้โครงสร้างของบะหมี่ไม่แข็งแรง และทำให้เส้นบะหมี่แข็ง สอดคล้องกับลักษณะเนื้อสัมผัสด้านความขากง่ายในการเคี้ยว (Chewiness) จะมีค่าลดลงจาก 0.05 N ถึง 0.01 N เมื่อปริมาณไขมันในผลิตภัณฑ์บะหมี่เพิ่มขึ้น และสัมพันธ์กับค่าของปริมาณความชื้นที่ลดลงด้วย สำหรับการทดสอบแรงดึง (Tensile strength) และความหยุ่น (Elasticity) ของบะหมี่ผสมไขมันทั้งหมดทั้ง 4 สูตร มีค่าลดลง และต่ำกว่าบะหมี่สูตรพื้นฐาน เนื่องจากองค์ประกอบที่เป็นไขมันในไขมันจะเข้าไปขัดขวางการเชื่อมโครงสร้างของโปรตีนและสตาร์ช

ของโคทำให้โครงสร้างของโคไม่แข็งแรง เมื่อนำมารีดเป็นแผ่น และตัดเป็นเส้นจึงทำให้บะหมี่ร่วน และขาคง่าย (Tanasombun et al., 2014; Palasuwan et al., 2019) การเติมไขมันส่งผลต่อลักษณะเนื้อสัมผัสพบว่า การเติมไขมันร้อยละ 2.5 โดยน้ำหนักแป้ง จะทำให้บะหมี่มีลักษณะลักษณะเหนียวนุ่ม ไม่แข็ง มีลักษณะเนื้อสัมผัสในทุกด้านที่ทดสอบดีกว่าการใช้ไขมันในปริมาณอื่น ซึ่งเป็นไปตามมาตรฐานผลิตภัณฑ์ชุมชนบะหมี่สด (มพข.732/2552)

ตารางที่ 4 ลักษณะเนื้อสัมผัสของบะหมี่ผสมไขมันในปริมาณต่าง ๆ

ปริมาณไขมัน (ร้อยละน้ำหนักแป้ง)	ความแข็ง (N)	ความขากง่ายใน การเคี้ยว (N)	แรงดึง (N)	ความยืดหยุ่น (Pa)
สูตรพื้นฐาน (0)	0.13 ^a ±0.00	0.05 ^a ±0.00	17.24 ^a ±0.17	-14.22 ^a ±0.30
2.5	0.14 ^d ±0.05	0.03 ^b ±0.00	16.42 ^b ±0.10	-15.38 ^b ±0.41
5	0.15 ^c ±0.05	0.02 ^b ±0.00	14.36 ^c ±0.39	-18.64 ^c ±0.59
7.5	0.17 ^b ±0.05	0.01 ^c ±0.00	11.40 ^d ±0.38	-21.77 ^d ±0.35
10	0.22 ^a ±0.11	0.01 ^c ±0.00	8.70 ^e ±0.25	-25.11 ^e ±0.89

หมายเหตุ : ^{abc...} ตัวอักษรที่แตกต่างกันในแนวตั้ง หมายถึง มีความแตกต่างกันทางสถิติ ($p \geq 0.05$), values (Means $\pm$ SD) N = 3

2.4 การดูดซับน้ำและการสูญเสียระหว่างการหุงต้มของบะหมี่ผสมไขมัน

การดูดซับน้ำ (Water absorption) และการสูญเสียระหว่างการหุงต้ม (Cooking loss) ของบะหมี่สูตรพื้นฐาน และบะหมี่ผสมไขมันร้อยละ 2.5 5 7.5 และ 10 ของน้ำหนักแป้ง แสดงดังตารางที่ 5 พบว่าการดูดซับน้ำของบะหมี่ลดลงจากร้อยละ 94.14 91.11 86.66 81.11 และ 67.77 ตามลำดับ การดูดซับน้ำลดลงจะส่งผลให้เส้นบะหมี่แข็ง และเส้นไม่พองตัว ซึ่งลักษณะความนุ่มของบะหมี่นั้นเกิดจากการที่บะหมี่ดูดซับน้ำเข้าไปในขณะต้มหรือลวก สำหรับการสูญเสียระหว่างการหุงต้มของบะหมี่ผสมไขมัน พบว่าการเพิ่มปริมาณไขมันส่งผลต่อการสูญเสียระหว่างการหุงต้มของบะหมี่ที่เพิ่มขึ้นเท่ากับร้อยละ 2.68 2.95 3.98 8.16 และ 13.55 ตามลำดับ เนื่องจากองค์ประกอบที่เป็นไขมันในไขมันที่เติมลงไปบนเส้นบะหมี่จะไปขัดขวางการสร้างพันธะไดซัลไฟด์ (Disulfide

bond) ของโปรตีนกับสตาร์ชในบะหมี่ ทำให้บะหมี่ไม่แข็งแรง ซึ่งมีผลให้เม็ดสตาร์ชเกิดการแตกออกในระหว่างการลวกและยังส่งผลให้อะไมโลสหลุดออกจากเม็ดสตาร์ชอยู่ในน้ำระหว่างการลวกมากขึ้น (Phongramun et al., 2011) ส่งผลทำให้เกิดการสูญเสียของแข็งในระหว่างการต้มสูงกว่าบะหมี่สูตรพื้นฐานที่ไม่มีการเติมไขมัน

ตารางที่ 5 การดูดซับน้ำ (Water absorption) และการสูญเสียจากการทำให้สุก (Cooking loss) ของบะหมี่ผสมไขมัน

ปริมาณไขมัน (ร้อยละน้ำหนักแห้ง)	การดูดซับน้ำ (ร้อยละ)	การสูญเสียระหว่างการหุงต้ม (ร้อยละ)
สูตรพื้นฐาน (0)	94.14 ^a ±1.92	2.68 ^d ±0.51
2.5	91.11 ^{ab} ±1.92	2.95 ^d ±0.06
5	86.66 ^b ±3.33	3.98 ^c ±0.89
7.5	81.11 ^c ±1.92	8.16 ^b ±1.58
10	67.77 ^d ±3.85	13.55 ^a ±0.05

หมายเหตุ : ^{abc...} ตัวอักษรที่แตกต่างกันในแนวดิ่ง หมายถึง มีความแตกต่างกันทางสถิติ ($p \geq 0.05$), values (Means ± SD) N = 3

จากการศึกษาปริมาณไขมันที่เหมาะสมในการผลิตบะหมี่ เมื่อเปรียบเทียบค่า a_w ความชื้น คุณลักษณะด้านเนื้อสัมผัส การดูดซับน้ำ และการสูญเสียระหว่างการหุงต้ม พบว่าการผสมไขมันในปริมาณร้อยละ 2.5 ของน้ำหนักแห้ง บะหมี่ที่ได้จะมีค่าการดูดซับน้ำสูงที่สุด เมื่อเทียบกับบะหมี่ที่มีการเติมไขมันร้อยละ 5 7.5 และ 10 ของน้ำหนักแห้ง ส่งผลให้บะหมี่มีค่าแรงดึง และความยืดหยุ่นสูงซึ่งเป็นคุณลักษณะที่ดีของเส้นบะหมี่ นอกจากนี้บะหมี่ผสมไขมันร้อยละ 2.5 ยังมีค่าการสูญเสียระหว่างการหุงต้มต่ำที่สุด ดังนั้นจึงเลือกบะหมี่ที่ผสมไขมันร้อยละ 2.5 เพื่อนำไปวิเคราะห์องค์ประกอบทางเคมีและทดสอบอายุการเก็บรักษาต่อไป

2.5 องค์ประกอบทางเคมีของบะหมี่ผสมไขมัน

นำบะหมี่ผสมไขมันร้อยละ 2.5 ของน้ำหนักแห้ง ไปวิเคราะห์องค์ประกอบทางเคมีเปรียบเทียบกับบะหมี่สูตรพื้นฐาน ผลการวิเคราะห์แสดงดังตารางที่ 6 พบว่าเมื่อเติมไขมันลงในบะหมี่ทำให้องค์ประกอบทางเคมีส่วนใหญ่ของบะหมี่เพิ่มขึ้น โดยเฉพาะสารต้านออกซิเดชันที่เป็นปริมาณโปรตีนและปริมาณเบต้าแคโรทีนเพิ่มขึ้นเป็น 15.51 ร้อยละโดยน้ำหนักแห้ง และ 0.170 mg/100 g โดยน้ำหนักแห้ง ตามลำดับ ปริมาณฟีนอลมีค่า 0.07 g gallic/100g โดยน้ำหนักแห้ง และคลอโรฟิลล์มีค่า 5.42 mg/kg โดยน้ำหนักแห้ง ซึ่งปริมาณฟีนอลและคลอโรฟิลล์

พบน้อยมากและไม่พบเลยในบะหมี่สูตรพื้นฐาน ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยการผลิตโยเกิร์ตเสริมไขมันร้อยละ 1 ทำให้มีปริมาณโปรตีนร้อยละ 4.24 ซึ่งสูงกว่าโยเกิร์ตสูตรมาตรฐาน มีปริมาณโปรตีนร้อยละ 3.97 (Chaikulsareewath & Amsem, 2007) และผลของการเสริมไขมันร้อยละ 20 ในซ็อกโกแลตชีฟฟ์ฟีน ทำให้ผลิตภัณฑ์มีปริมาณโปรตีนเพิ่มขึ้นเป็นร้อยละ 7.64 อีกทั้งยังมีปริมาณวิตามินเอ (β -carotene) สูงถึง 133.56 ไมโครกรัม/100 กรัม (Boonwittaya, 2016) ดังนั้นการผสมไขมันลงในผลิตภัณฑ์บะหมี่จึงมีผลทำให้บะหมี่มีคุณค่าทางโภชนาการเพิ่มขึ้นด้วย

ตารางที่ 6 องค์ประกอบทางเคมีของบะหมี่สูตรพื้นฐานและบะหมี่ผสมไขมัน

องค์ประกอบทางเคมี	บะหมี่สูตรพื้นฐาน	บะหมี่ผสมไขมันร้อยละ 2.5
ความชื้น (ร้อยละ)*	28.43±0.14	26.67±0.76
เถ้า (ร้อยละโดยน้ำหนักแห้ง)*	4.08±0.96	4.22±0.76
โปรตีน (ร้อยละโดยน้ำหนักแห้ง)*	14.73±0.62	15.51±0.05
ไขมัน (ร้อยละโดยน้ำหนักแห้ง)*	4.50±0.26	6.76±0.77
เส้นใยอาหาร (ร้อยละโดยน้ำหนักแห้ง)*	4.13±0.82	4.22±0.43
คาร์โบไฮเดรต (ร้อยละโดยน้ำหนักแห้ง)*	54.99±0.65	57.55±0.43
เบต้าแคโรทีน (mg/100 g โดยน้ำหนักแห้ง)*	0.029±0.00	0.170±0.05
ฟีนอล (g gallic/100g โดยน้ำหนักแห้ง)*	0.01±0.00	0.07±0.00
คลอโรฟิลล์ (mg/kg โดยน้ำหนักแห้ง)*	0.00±0.00	5.42±0.00

หมายเหตุ : * ในแนวนอน หมายถึง ค่าเฉลี่ยมีความแตกต่างกันทางสถิติ ($p \geq 0.05$), values (Means $\pm$ SD) N = 3

3. การทดสอบอายุการเก็บรักษาของบะหมี่ผสมไขมัน

นำบะหมี่สูตรพื้นฐาน และบะหมี่ผสมไขมันลงในปริมาณร้อยละ 2.5 ของน้ำหนักแป้ง ซึ่งเป็นปริมาณที่เหมาะสมที่สุด ตรวจสอบปริมาณจุลินทรีย์ ลักษณะสี และเนื้อสัมผัสระหว่างการเก็บรักษาให้ผลดังนี้

3.1 ปริมาณจุลินทรีย์ของบะหมี่ระหว่างการเก็บรักษา

นำบะหมี่สดสูตรพื้นฐานและบะหมี่ผสมไขมันร้อยละ 2.5 ของน้ำหนักแป้ง เก็บรักษาที่อุณหภูมิ 6 ± 2 องศาเซลเซียส ตรวจสอบปริมาณจุลินทรีย์ 3 ชนิด คือปริมาณจุลินทรีย์ทั้งหมด (Total plate count) ต้องไม่เกิน 1×10^4 โคโลนีต่อกรัมของตัวอย่าง ปริมาณยีสต์และราต้องไม่เกิน 1×10^2 โคโลนีต่อกรัมของ และ *Escherichia coli* ต้องน้อยกว่า 3 MPN ต่อกรัมของตามมาตรฐานผลิตภัณฑ์ชุมชนบะหมี่สด (มพช.732/2552) โดยการเก็บรักษาจะสิ้นสุดเมื่อบะหมี่มีปริมาณจุลินทรีย์เกินเกณฑ์มาตรฐานที่กำหนด ผลแสดงดังตารางที่ 7 พบว่าเมื่อระยะเวลาในการเก็บรักษานานขึ้นปริมาณจุลินทรีย์ทั้งหมดของบะหมี่สูตรพื้นฐานและบะหมี่ผสมไขมันจะเพิ่มขึ้น เนื่องจากใน ส่วนประกอบของบะหมี่มีแหล่งอาหารของจุลินทรีย์คือ ไข่ไก่ ประกอบกับมีความชื้นสูงเมื่อเก็บรักษาเป็นเวลานาน จึงพบเชื้อจุลินทรีย์เพิ่มมากขึ้น โดยปริมาณจุลินทรีย์ทั้งหมดจะมีค่าเท่ากับค่ามาตรฐานเมื่อเก็บรักษาเป็นเวลา 9 วัน

ดังนั้นอายุการเก็บรักษาที่เหมาะสมคือระยะเวลา 6 วัน ซึ่งบะหมี่มีปริมาณจุลินทรีย์ทั้งหมดไม่เกินค่ามาตรฐาน ส่วนราและยีสต์ในบะหมี่ทั้ง 2 สูตร พบในปริมาณที่น้อยมาก คือ <10 และไม่พบ *Escherichia coli*

ตารางที่ 7 คุณภาพด้านจุลินทรีย์ของบะหมี่สูตรพื้นฐาน และบะหมี่ผสมไข่น้ำผงระหว่างการเก็บรักษา

จุลินทรีย์ชนิด	ตัวอย่าง	ปริมาณจุลินทรีย์			
		0 วัน	3 วัน	6 วัน	9 วัน
จุลินทรีย์ทั้งหมด (CFU/g)	บะหมี่พื้นฐาน	3.0x10	3.0x10 ²	5.6x10 ³	1.0x10 ⁴
	บะหมี่ผสมไข่น้ำผงร้อยละ 2.5	3.7x10	3.6x10 ²	7.0x10 ³	1.1x10 ⁴
ราและยีสต์ (CFU/g)	บะหมี่พื้นฐาน	<10	<10	<10	<10
	บะหมี่ผสมไข่น้ำผงร้อยละ 2.5	<10	<10	<10	<10
<i>Escherichia coli</i> (MPN/g)	บะหมี่พื้นฐาน	ไม่พบ	ไม่พบ	ไม่พบ	ไม่พบ
	บะหมี่ผสมไข่น้ำผงร้อยละ 2.5	ไม่พบ	ไม่พบ	ไม่พบ	ไม่พบ

3.2 สีของบะหมี่ระหว่างการเก็บรักษา

นำบะหมี่สูตรพื้นฐานและบะหมี่ผสมไข่น้ำผงในปริมาณร้อยละ 2.5 ของน้ำหนักแป้ง เก็บรักษาที่อุณหภูมิ 6±2 องศาเซลเซียส นำมาวัดค่าสีทุก ๆ 3 วัน เป็นเวลา 6 วัน แสดงดังตารางที่ 8 พบว่าเมื่ออายุการเก็บรักษานานขึ้น ค่าสี L* ของบะหมี่สูตรพื้นฐาน และบะหมี่ผสมไข่น้ำผงมีค่าลดลง โดยค่าสี L* ของบะหมี่สูตรพื้นฐานลดลงจาก 57.23 เป็น 47.53 และบะหมี่ผสมไข่น้ำผงร้อยละ 2.5 มีค่าลดลงจาก 47.78 เป็น 45.24 ตั้งแต่วันที่ 3 ของการเก็บรักษา โดยบะหมี่ทั้ง 2 สูตรจะมีสีคล้ำมากขึ้น ส่วนค่า a* และค่า b* ของบะหมี่ทั้ง 2 สูตร ก็มีค่าลดลงตามระยะเวลาในการเก็บรักษาที่นานขึ้น ส่งผลทำให้บะหมี่ทั้งสองสูตรมีสีอมน้ำตาลมากขึ้น ซึ่งเกิดจากปฏิกิริยาออกซิเดชัน (oxidation reaction) ของเอนไซม์ที่พบในแป้งสาลี (Leucha et al, 2017)

ตารางที่ 8 ค่าสีของบะหมี่สูตรพื้นฐานและบะหมี่ผสมไข่น้ำผงระหว่างการเก็บรักษา

ชนิดบะหมี่	ค่าสี	เวลาในการเก็บรักษา (วัน)		
		0	3	6
บะหมี่สูตรพื้นฐาน	L*	57.23±0.57	47.53±0.00*	46.87±0.00*
	a*	4.20±0.01	4.17±0.11 ^{ns}	4.12±0.01 ^{ns}
	b*	26.39±0.01	26.36±0.21 ^{ns}	26.33±0.00 ^{ns}

บะหมี่ผสมใช้น้ำผงร็อยละ 2.5	L*	47.78±0.04	45.24±0.14*	40.78±0.04*
	a*	1.88±0.22	1.85±0.03 ^{ns}	1.80±0.20 ^{ns}
	b*	14.69±0.10	14.67±0.01 ^{ns}	14.64±0.05 ^{ns}

หมายเหตุ : ^{ns,*} ในแนวนอน หมายถึง ค่าเฉลี่ยไม่แตกต่างกันทางสถิติ ($p>0.05$)

* ในแนวนอน หมายถึง ค่าเฉลี่ยแตกต่างกันทางสถิติ ($p\geq 0.05$), values (Means $\pm$ SD) N = 3

3.3 ลักษณะเนื้อสัมผัสของบะหมี่ระหว่างการเก็บรักษา

ลักษณะเนื้อสัมผัสของบะหมี่สูตรพื้นฐานและบะหมี่ผสมใช้น้ำผงในปริมาณร้อยละ 2.5 ของน้ำหนักแป้ง โดยทำการตรวจสอบทุก ๆ 3 วัน เป็นเวลา 6 วัน แสดงดังตารางที่ 9 พบว่าเมื่ออายุการเก็บรักษานานขึ้นค่าความแข็ง ความยากง่ายในการเคี้ยว แรงดึง และค่าความหยุ่น ของบะหมี่ทั้ง 2 สูตรมีค่าลดลง เนื่องจากในระหว่างการเก็บรักษา เกิดปฏิกิริยาออกซิเดชันของเอนไซม์ในแป้งสาลี คือ อัลฟาอะไมเลส (α - amylase) จะทำการย่อยสลายทำให้เสื่อมคุณภาพ ส่งผลให้บะหมี่มีความแข็งและความหยุ่นลดลง นอกจากนี้เอนไซม์โปรติเอส (Proteases) จะทำการย่อยสลายพันธะของไกลอะดิน (Gliadins) และกลูเตนิน (Glutenins) ทำให้ความเหนียวของบะหมี่ลดลง (Naivikul, 1997)

ตารางที่ 9 ลักษณะเนื้อสัมผัสของบะหมี่สูตรพื้นฐานและบะหมี่ผสมใช้น้ำผงระหว่างการเก็บรักษา

ชนิดบะหมี่	ลักษณะเนื้อสัมผัส	เวลาในการเก็บรักษา (วัน)		
		0	3*	6*
บะหมี่สูตรพื้นฐาน	ความแข็ง (N)	0.23±0.01	0.20±0.00	0.18±0.01
	ความยากง่ายในการเคี้ยว (N)	0.12±0.01	0.10±0.01	0.08±0.01
	แรงดึง (N)	18.29±0.03	12.33±0.05	8.14±0.04
	ความยืดหยุ่น (Pa)	-11.63±0.06	-17.48±0.11	-29.16±0.04
บะหมี่ผสมใช้น้ำผง ร็อยละ 2.5	ความแข็ง (N)	0.28±0.01	0.25±0.00	0.21±0.02
	ความยากง่ายในการเคี้ยว (N)	0.07±0.00	0.05±0.02	0.03±0.01
	แรงดึง (N)	17.62±0.02	11.02±0.03	6.93±0.02
	ความยืดหยุ่น (Pa)	-19.03±0.03	-24.35±0.07	-30.04±0.03

หมายเหตุ : * ในแนวนอน หมายถึง แตกต่างกันทางสถิติ โดยเปรียบเทียบกับ 0 วัน ($p\geq 0.05$), values (Means $\pm$ SD)

N = 3

ดังนั้นการทดสอบอายุการเก็บรักษาของบะหมี่เป็นระยะเวลา 9 วัน โดยคำนึงถึงความปลอดภัยในการบริโภค โดยพิจารณาจากปริมาณจุลินทรีย์ต้องไม่เกินเกณฑ์มาตรฐานผลิตภัณฑ์ชุมชนบะหมี่สด (มพช.732/2552)

พบว่าบะหมี่ทั้ง 2 สูตร สามารถเก็บรักษาได้ในระยะเวลา 6 วัน โดยค่าสีและลักษณะเนื้อสัมผัสของบะหมี่ทั้ง 2 สูตร มีคุณภาพลดลงแตกต่างไปจากบะหมี่ที่ผลิตใหม่

สรุปผลการทดลอง

การศึกษาผลของการเสริมไข่น้ำพริกต่อคุณภาพของบะหมี่สด มีการเตรียมไข่น้ำพริกโดยนำไข่น้ำสดมาทำแห้งด้วยตู้อบลมร้อนที่อุณหภูมิ 50 องศาเซลเซียส นาน 5 ชั่วโมง บดแล้วร่อนผ่านตะแกรงขนาด 80 เมช พบว่าไข่น้ำพริกมีค่าสี $L^* a^* b^*$ เท่ากับ 30.96 -4.25 และ 19.44 ตามลำดับ มีปริมาณความชื้นร้อยละ 94.86 เถ้าร้อยละ 20.47 โปรตีนร้อยละ 23.82 ไขมันร้อยละ 3.73 เส้นใยอาหารร้อยละ 9.76 เบต้าแคโรทีนเท่ากับ 1.35 mg/100 g โดยน้ำหนักแห้ง สารประกอบฟีนอลเท่ากับ 1.23 g gallic/100 g โดยน้ำหนักแห้ง และปริมาณคลอโรฟิลล์เท่ากับ 50.86 mg/kg โดยน้ำหนักแห้ง เมื่อนำมาผสมในบะหมี่ปริมาณร้อยละ 2.5 5 7.5 และ 10 ของน้ำหนักแป้ง เปรียบเทียบกับบะหมี่สูตรพื้นฐาน พบว่าบะหมี่ที่มีปริมาณไข่น้ำพริกร้อยละ 2.5 ของน้ำหนักแป้ง มีองค์ประกอบทางกายภาพ คือ ค่าสี ค่า a_w ค่าความชื้น ความแข็ง ความยากง่ายต่อการเคี้ยว แรงดึง ความยืดหยุ่น การดูดซับน้ำและการสูญเสียจากการหุงต้มใกล้เคียงกับบะหมี่สูตรพื้นฐานมากที่สุด กล่าวคือ บะหมี่ที่ได้จะมีค่าการดูดซับน้ำสูงที่สุด เมื่อเทียบกับบะหมี่ที่มีการเติมไข่น้ำพริกร้อยละ 5 7.5 และ 10 ของน้ำหนักแป้ง ส่งผลให้บะหมี่มีค่าแรงดึง และความยืดหยุ่นสูงซึ่งเป็นคุณลักษณะที่ดีของเส้นบะหมี่ นอกจากนี้บะหมี่ผสมไข่น้ำพริกร้อยละ 2.5 ยังมีค่าการสูญเสียระหว่างการหุงต้มต่ำที่สุด นอกจากนี้ยังมีองค์ประกอบทางเคมีที่สำคัญคือ ปริมาณ โปรตีนร้อยละ 15.51 เส้นใยอาหารร้อยละ 4.22 สารประกอบฟีนอล 0.07 g gallic/100 g โดยน้ำหนักแห้ง และคลอโรฟิลล์ 5.42 mg/kg โดยน้ำหนักแห้ง มากกว่าบะหมี่สูตรพื้นฐาน บะหมี่ผสมไข่น้ำพริกร้อยละ 2.5 ของน้ำหนักแป้งและบะหมี่สูตรพื้นฐานมีอายุการเก็บรักษาที่อุณหภูมิ 6 ± 2 องศาเซลเซียส เป็นเวลา 6 วัน พบว่าเมื่อเก็บรักษานานขึ้นบะหมี่ทั้งสองสูตรมีค่าสี L^* ค่าความแข็ง ความยากง่ายในการเคี้ยว แรงดึง และค่าความยืดหยุ่นลดลง ปริมาณจุลินทรีย์ทั้งหมดของบะหมี่เพิ่มขึ้น ราและยีสต์พบในปริมาณที่น้อยมาก ไม่พบ *Escherichia coli* ดังนั้นการผสมไข่น้ำพริกลงไปในบะหมี่ ส่งผลให้บะหมี่มีคุณค่าทางโภชนาการเพิ่มขึ้น จึงเป็นการเพิ่มทางเลือกให้กับผู้บริโภค อีกทั้งยังช่วยเพิ่มมูลค่าให้กับไข่น้ำพริกซึ่งเป็นพืชผลทางการเกษตรได้ด้วย

กิตติกรรมประกาศ

งานวิจัยฉบับนี้ได้รับการสนับสนุนเครื่องมือ สถานที่ และทุนวิจัย จากมหาวิทยาลัยราชภัฏนครราชสีมา

- AACC. (2000). *Approved methods of the American association of cereal chemists* (10th ed.). American Association of Cereal Chemists, St. Paul, Minnesota, USA.
- AOAC. (2000). *Official methods of analysis* (17th ed.). The Association of official analytical chemists, Gaithersberg, Maryland, USA.
- APHA. (2001). *Compendium of methods for the microbiological examination of foods* (4th ed.). American Public Health Association, Washington, USA.
- Boonwittaya, W., Tongcom, N., & Rittilert, P. (2016). Effects of added water meal added chocolate chip muffin quality. *VRU Rsearch and Development Journal Science and Technology*, 11(3), 41-53. (in Thai)
- Chaikulsareewath, A., & Amsem, P. (2007). Production of Wolffia globosa Hartog & Plas Yoghurt. *Journal of Food Technology, Siam University*, 3(1), 30-36. (in Thai)
- Cham, S., & Muenchaisri, K. (2018). Product development of dried instant rice noodle with antioxidant properties from chiangda [*Gymnema inodorum* (Lour.) Decne.]. *Agricultural Science Journal*, 49(1), 609-611. (in Thai)
- Cheerapatyut, K., Kongpensook, V., Tantratian, S., & Chandrachai, A. (2009). *Product Innovation of Supplementary food from Wolffia globosa (Water meal)*. In *The 2nd Annual PSU Phuket Research Conference 2009, 18-20 November 2009*, Prince of Songkla University, Phuket Campus, Phuket. (in Thai)
- Chinnasarn, S., & Krasaechol, N. (2020). Effect of pretreatment and drying conditions on quality of dried green caviar product. *The Journal of King Mongkut's University of Technology North Bangkok*, 30(4), 668-677. (in Thai)
- Halee, A., & Rattanapun B. (2017). Study of Antioxidant Efficacies of 15 Local Herbs. *KMUTT Research and Development Journal*, 40(2), 283-293. (in Thai)
- Leucha, J., Radchakandee, W., Damnoensawat, C., Kijchavengkul, T., & Deetae, P. (2017). Optimization of fresh yellow alkaline noodle formulation for shelf life extension. *Journal of Food Technology, Siam University*, 13(1), 71-83. (in Thai)
- Malai, D., Chaichawalit, C., Janphen, S., & Mailaead, S. (2013). Development of fresh noodles by substitution of jerusalem artichoke powder. *Agricultural Science Journal*, 44(2) (Suppl.), 296-272. (in Thai)
- Munkit, J. (2018). Effects of water meal feed and stocking density on growth of tinfoil barb (*Barbonymus schwanenfeldii*). *Veridian E-Journal, Science and Technology Silpakorn University*, 5(1), 1-13. (in Thai)

- Nagata, M., & Yamashita, I. (1992). Simple method for simultaneous determination of chlorophyll and carotenoids in tomato fruit. *Journal- Japanese Society of Food Science and Technology*, 39, 925-928.
- Naivikul, O. (1997). *Wheat: Science and Technology*. Bangkok, Thailand: Kasetsart University.
- Palasuwan, S., Suwannarat, S., & Janchoo, N. (2019). Development of fresh alkaline noodle from Baegu (Liang). *Rajabhat Rambhai Barni Research Journal*, 14(1), 167-170. (in Thai)
- Parvin, R., Farzana, T., Mohajan, S., Rahman, H., & Rahman, S. S. (2020). Quality improvement of noodles with mushroom fortified and its comparison with local branded noodles. *NFS Journal*, 20, 37-42.
- Phongramun, N., Ponpai, S., & Limroongreungrat, K. (2011). Effect of Amaranth (*Amaranthus lividus* Linn.) leaves powder addition on dried alkaline noodle quality. *Agricultural Science Journal*, 44(2), 477-480. (in Thai)
- Rachtanapun, P., & Tangnonthaphat, T. (2011). Effects of Packaging types and storage temperatures on the shelf life of fresh rice noodles under vacuum conditions. *Chiang Mai Journal of Science*, 38(4), 579-589.
- Rattanawut, J., Danusorn Trirabiep, D., & Ketkaew, N. (2017). Effects of dietary water meal (*Wolffia* spp.) supplementation on production performance and egg yolk color of laying ducks. *Khon Kaen Agriculture Journal*, 45(2), 249-254. (in Thai)
- Rowchai, S., & Somboon, S. (2007). Study on factors effecting growth of wolffia (*Wolffia arrhiza* (L.) Wimm.). *Thai Fisheries Gazette*, 60(5), 405-413. (in Thai)
- Ruen-ngam, D. (2017). Optimal condition for cultivation of scenedesmus armatus cultivation and antioxidant activity of its extract. *Journal of Food Technology, Siam University*, 12(1), 59-70. (in Thai)
- Singleton, V.L., & Rossi, J.A. (1965). Colorimeter of total phenolics with phosphomolybdic-phosphotungstic acid reagent, *American Journal of Enology and Viticulture*, 16, 144-158.
- Sirichokworrakita, S., Phetkhuta, J., & Khommoon, A. (2015). Effect of partial substitution of wheat flour with riceberry flour on quality of noodles. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 197, 1006-1012.
- Somboon, S. (2015). Culture and use of wolffia (*Wolffia arrhiza* (L.) Wimm.). *Kasetsart Extension Journal*, 60 (2), 61-74. (in Thai)
- Supanpayak, J., Chalermchaiwat, P., & Limsuwan, T. (2020). Effect of drying condition on the quality of sea lettuce (*ulva rigida*) and its application in crispy snack. *KKU Science Journal*, 48(2), 227-235. (in Thai)
- Suppadit, T., Jaturasitha, S., Sunthorn N., & Pongsuk, P. (2012). Dietary Wolffia arrhiza meal as a substitute for soybean meal: its effects on the productive performance and egg quality of laying Japanese quails. *Tropical Animal Health and Production*, 44, 1479-1486.

Tanasombun, P., Siripanwattana, C., Prasengchom, S., & Ngamsangiam, N. (2014). Replacement of palmyra plam powder in fresh noodle. *SDU Research Journal*, 7(1), 105-123. (in Thai)

Thai Industrial Standards Institute. (2009). Thai community product standard: egg noodles (TCPS : 732/2552).

Thai Industrial Standards Institute, Bangkok, Thailand.

Research Article

การพัฒนาผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดศรีสะเกษ

Product development of massaman flavored sangyod rice

(*Oryza sativa* L.) spread

สุทธาทิพย์ คงกัน, อรวรรณ อูปถัมภานนท์ *

Suthatip Kongkan, Orawan Oupathumpanont *

สาขาเทคโนโลยีคหกรรมศาสตร์ คณะเทคโนโลยีคหกรรมศาสตร์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลธัญบุรี อำเภอคลองหลวง จังหวัดปทุมธานี 12110
ประเทศไทย

Department of Home Economics Technology, Faculty of Home Economics Technology, Rajamangala University of Technology Thanyaburi 12110, Thailand

*E-mail: orawan_o@rmutt.ac.th

Received: 15/03/2022; Revised: 19/07/2022; Accepted: 17/08/2021

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้ มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาสภาวะที่เหมาะสมในการผลิตแป้งข้าวสังข์หยดศรีสะเกษ โดยใช้เครื่องทำแห้งแบบลูกกลิ้ง บัญญัติศึกษา คือ อุณหภูมิของลูกกลิ้งแปรเป็น 3 ระดับ คือ 120, 130 และ 140 องศาเซลเซียส และอัตราการหมุนของลูกกลิ้ง แปรเป็น 2 ระดับ คือ 1 และ 2 รอบต่อนาที วางแผนการทดลองแบบ Factorial in CRD เพื่อศึกษาสูตรที่เหมาะสมของผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดศรีสะเกษ โดยแปรปริมาณสารละลายแป้งข้าวสังข์หยดศรีสะเกษ ร้อยละ 30 และ 40 ปริมาณพริกแกงมัสมั่นร้อยละ 20, 25 และ 30 และปริมาณเนยสดร้อยละ 10 และ 20 จากนั้นนำมาทดสอบคุณภาพทางกายภาพ เคมี และการยอมรับของผู้บริโภค พบว่า สภาวะที่เหมาะสมในการผลิตแป้งข้าวสังข์หยดศรีสะเกษ คือ อุณหภูมิลูกกลิ้ง 140 องศาเซลเซียส ความเร็วรอบ 1 รอบต่อนาที ซึ่งลักษณะของแป้งศรีสะเกษที่ได้จะหลุดร่อนออกจากผิวหน้าลูกกลิ้งได้ดี และมีค่าความหนืดสุดท้ายกับค่าการคืนตัวที่มีค่าต่ำ ช่วยให้ผลิตภัณฑ์สเปรดมีการป้ายทาที่ง่ายกว่าแป้งศรีสะเกษในสภาวะอื่น สูตรที่เหมาะสมของผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดศรีสะเกษ คือ สารละลายแป้งข้าวสังข์หยดศรีสะเกษ ร้อยละ 30 พริกแกงมัสมั่นร้อยละ 20 และเนยสดร้อยละ 10 ซึ่งมีค่าการป้ายทาที่ไม่มีความแตกต่างทางสถิติ ($p>0.05$) กับผลิตภัณฑ์เนยถั่ว (สูตรควบคุม) ผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดศรีสะเกษที่พัฒนาได้มีใยอาหาร 3.91 กรัม และฤทธิ์ต้านอนุมูลอิสระ 2,2-diphenyl-1-picrylhydrazyl (DPPH) 45.18 mg/eq (Trolox) และเมื่อนำมาทดสอบการยอมรับของผู้บริโภค พบว่า มีค่าความชอบโดยรวมอยู่ในระดับปานกลาง

คำสำคัญ: สเปรด, ข้าวสังข์หยด, ศรีสะเกษ, เครื่องทำแห้งแบบลูกกลิ้ง

Abstract

The objective of this research was to investigate the optimum conditions for producing Sangyod pregelatinized rice flour by using a twin drum dryer. This study explored factors, namely: temperature levels of a twin drum dryer adjusted into three levels: 120, 130 and 140 degrees Celsius and the rotational speed adjusted into 2 levels: 1 and 2 rpm. Factorial CRD was used as research design to study the optimal recipe of Massaman Flavored Sangyod Rice Spread. The content of Sangyod pregelatinized rice flour solution was adjusted to be 30% and 40% with 20, 25% and 30% of Massaman curry paste and 10 and 20% of fresh butter. Later, the physical, chemical and consumer acceptance were tested. The testing results indicated that the optimum conditions for producing Sangyod pregelatinized rice flour were a twin drum dryer's temperature of 140 degrees Celsius with 1 rpm. Under these conditions, obtained Sangyod pregelatinized rice flour were slipped off the surface of the dryer very well with low final viscosity and recovery values. The obtained spread products were more easily applied than pregelatinized flours under other conditions. Furthermore, the optimal recipe of Massaman Flavored Sangyod Rice Spread was the ingredients of 30% Sangyod pregelatinized rice flour solution, 20% Massaman curry paste and 10% fresh butter content. There were no statistically significant differences in the spreadability ($p>0.05$) between the obtained product and the peanut butter product (control) with 3.91 gram of dietary fiber and antioxidant activity by DPPH of 45.18 mg / eq (Trolox). When consumer acceptance was tested, it was found that the overall preference was at a moderate level.

Key word : Spread, Sangyod Rice, Pregelatinized, Twin drum dryer

บทนำ

ข้าวเป็นพืชเศรษฐกิจสำคัญของประเทศไทยและภูมิภาคเอเชีย โดยประเทศไทยเป็นอันดับต้นๆ ที่ส่งออกจำหน่ายในตลาดโลก ทั้งในรูปของข้าวเปลือกและข้าวสาร (Phosanam, 2006) โดยการส่งออกข้าวของไทยในปี 2559 - 2560 จำนวน 10 ล้านตัน ปี 2560 - 2561 จำนวน 10.5 ล้านตัน และปี 2561 - 2562 จำนวน 11 ล้านตัน (Hunnak, 2020) ซึ่งการพัฒนาผลิตภัณฑ์จากข้าวโดยใช้วัตถุดิบในรูปข้าวกล้อง ข้าวกล้องงอก ข้าวขาว ข้าวเจ้า และข้าวเหนียว เพื่อตอบสนองต่อการบริโภค ทั้งในรูปของอาหารสำเร็จรูป กึ่งสำเร็จรูปพร้อมรับประทาน หรือพร้อมปรุง และในรูปของส่วนผสมประกอบเพื่อใช้ในอุตสาหกรรมอาหาร อาหารเพื่อสุขภาพ และความงาม กระจก ยาและเครื่องสำอาง โดยมีแนวทางการวิจัยและพัฒนาเพื่อสร้างนวัตกรรมที่สอดคล้องกับกระแสความต้องการของผู้บริโภคทั้งในและต่างประเทศอีกด้วย (Trakoolchokumnuay, 2015) ข้าวสังข์หยดเป็นข้าวพันธุ์พื้นเมืองของภาคใต้ เป็นข้าวเจ้าพื้นเมืองพันธุ์เบา เมล็ดเรียวยาว มีสีข้าวปนแดง เป็นข้าวที่ไวต่อช่วงแสง เมื่อหุงสุกจะมีความนุ่มมากและยังคงนุ่มอยู่เมื่อเย็นตัวลง มีคุณค่าทางสารอาหารสูง โดยเฉพาะสารต้านอนุมูลอิสระ แกมมา โอริซานอล และกาบา มีประโยชน์ในการชะลอความแก่ และป้องกันการเกิดโรคหลายชนิด อีกทั้งยังมีใยอาหารและวิตามินบี ซึ่งมีประโยชน์ในด้านการขับถ่ายและช่วยป้องกันโรคเหน็บชา จึงนับได้ว่าข้าวสังข์หยดพัทลุงเป็นข้าวพันธุ์พื้นเมืองที่มีคุณค่าทางภูมิปัญญาและคุณค่าทางโภชนาการอย่างสูง ซึ่งในกลุ่มวิสาหกิจชุมชนบ้านเขากลาง ปี พ.ศ. 2562 มีการปลูกข้าวสังข์หยดที่ขยายตัวได้ประมาณ 5% แต่ในปี พ.ศ. 2562-2563 มีการปลูกข้าวสังข์หยดที่เติบโตและขยายตัวมากที่สุดประมาณ 20% ทั้งนี้ ปริมาณข้าวสังข์หยดที่ปลูกได้ยังไม่พอกับความต้องการของตลาด เพราะตอนนี้

มีการนำข้าวสังข์หยดไปเป็นส่วนผสมสำหรับผลิตภัณฑ์อาหารเพื่อสุขภาพประมาณกว่า 200 ผลิตภัณฑ์ เช่น ผสมในการผลิตเห็ดถั่งเช่าสีทอง และผลิตภัณฑ์อื่น ๆ อีกมากมาย ดังนั้นชาวนาต้องปรับตัวปลูกข้าวสังข์หยด เพิ่มลำดับมูลค่าเพิ่มจนเป็นข้าว

อินทรีย์จีไอ เพราะตลาดทั้งในและต่างประเทศยังมีความต้องการสูงมาก ซึ่งในปัจจุบันศูนย์วิจัยข้าวพัทลุงได้ดำเนินการเสนอคำขอขึ้นทะเบียนเป็นสินค้าบ่งชี้ทางภูมิศาสตร์ ข้าวจีไอ : GI (Geographical Indications) ตามพระราชบัญญัติคุ้มครองสิ่งบ่งชี้ทางภูมิศาสตร์ พ.ศ. 2546 โดยใช้ชื่อว่า “ข้าวสังข์หยดเมืองพัทลุง” (Wattanakul., et al. 2013; Kannuch, 2010)

ผลิตภัณฑ์สเปรด เป็นผลิตภัณฑ์ผสมกึ่งแข็งที่มีลักษณะอ่อนนุ่ม สามารถปายทาได้ มีกลิ่นรสและลักษณะเนื้อสัมผัสเฉพาะของผลิตภัณฑ์แต่ละชนิด สำหรับใช้ทาบนอาหาร เช่น ขนมปัง หรือแครกเกอร์ ปัจจุบันได้มีการพัฒนาผลิตภัณฑ์สเปรดออกมาหลากหลายรูปแบบ เช่น แยม (jam) เนยถั่วลิสง (peanut butter) (Charoenphun, 2009) ผลิตภัณฑ์สเปรด เป็นผลิตภัณฑ์ที่มีไขมันต่ำเมื่อเปรียบเทียบกับเนยหรือมาการีน เหมาะสำหรับผู้บริโภคที่ต้องการลดการบริโภคไขมัน (Chairasop, 2004)

ดังนั้น ผู้วิจัยจึงมีวัตถุประสงค์เพื่อพัฒนาสูตรที่เหมาะสมในการผลิตสเปรดข้าวสังข์หยดรสสมัน ซึ่งเป็นการสร้างมูลค่าเพิ่มให้แก่ข้าวสังข์หยด และเพิ่มความหลากหลายในการแปรรูปผลิตภัณฑ์สเปรดให้มีรสชาติเป็นเอกลักษณ์ไทย อีกทั้งศึกษาสมบัติด้านกายภาพ โภชนาการ จุลินทรีย์ และการยอมรับของผู้บริโภค เป็นผลิตภัณฑ์มีฤทธิ์ด้านอนุมูลอิสระ ซึ่งเป็นประโยชน์ต่อสุขภาพ

วิธีการทดลอง

1. วัตถุดิบ

แป้งข้าวสังข์หยด ตราเขากวาง (อำเภอควนขนุน, จังหวัดพัทลุง) เนยสด ตราอลาเวอรี่ (ร้านสะดวกซื้อ) พริกแกงมัสมั่นสำเร็จรูป ตราโลโบ (Lobo) (ร้านสะดวกซื้อ) น้ำตาลพาลาติน ตราพาลาติน (Palatyn) (บริษัท อีทเวลล์ จำกัด, กรุงเทพฯ)

2. ศึกษาคุณภาพทางเคมีและทางกายภาพของแป้งข้าวสังข์หยด

ปริมาณเส้นใย (AOAC, 1990) ปริมาณไขมัน (AOAC, 1990) ความชื้น โดยใช้เครื่อง Halogen Moisture Analyzer (รุ่น HB 43-S Halogen, ประเทศสหรัฐอเมริกา) Water activity (a_w) โดยใช้เครื่อง AquaLab Lite (รุ่น CX3 TE, ประเทศสหรัฐอเมริกา) ค่าสี โดยใช้เครื่อง Spectrophotometer (รุ่น Colorflex EZ, ประเทศสหรัฐอเมริกา)

3. ศึกษาสภาวะที่เหมาะสมในการทำแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลไดโนซ์ โดยใช้เครื่องทำแห้งแบบลูกกลิ้งคู่ (ห้างหุ้นส่วนจำกัด พี.เอส.เอ.21, จังหวัดปทุมธานี)

โดยปัจจัยที่ทำการศึกษามี 2 ปัจจัย คือ อุณหภูมิของลูกกลิ้งแปรเป็น 3 ระดับ คือ 120, 130 และ 140 องศาเซลเซียส และอัตราการหมุนของลูกกลิ้งแปรเป็น 2 ระดับ คือ 1 และ 2 รอบต่อนาที โดยทำการวางแผนการทดลองแบบ Factorial in CRD (Completely Randomized Design) จากนั้นทำการผลิตแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลไดโนซ์ โดยนำแป้งข้าวสังข์หยดที่ทำการศึกษาคูณภาพทางเคมีและทางกายภาพแล้ว มาละลายน้ำแป้งที่ความเข้มข้นร้อยละ 40 โดยน้ำหนัก นำไปพรีเจลไดโนซ์ด้วยเครื่องทำแห้งแบบลูกกลิ้ง ตามสภาวะที่กำหนด จะได้แผ่นข้าวสังข์หยดพรีเจลไดโนซ์และนำไปอบคั่วให้ละเอียด จากนั้นนำแผ่นข้าวสังข์หยดพรีเจลไดโนซ์ไปวิเคราะห์สมบัติทางกายภาพ ได้แก่ Water activity (a_w) ความชื้น ความหนืดของแป้ง โดยใช้เครื่อง Rapid Visco Amylograph (รุ่น RVA 4500, ประเทศสหรัฐอเมริกา) (Newport Scientific Method, 1997) และกำลังการพองตัวและดัชนีการละลายน้ำ (Rungruangaree, 1998; Li & Yeh, 2001)

4. ศึกษาสูตรที่เหมาะสมของผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดรสสมัน

โดยปัจจัยที่ศึกษามี 3 ปัจจัย คือ สารละลายแป้งข้าวสาลีหอยคัพรีเจลาไดโนซ์ ร้อยละ 30 และ 40 ปริมาณพริกแกงมัสมั่น ร้อยละ 20, 25 และ 30 และปริมาณเนยสดร้อยละ 10 และ 20 โดยทำการวางแผนการทดลองแบบ Factorial in CRD (Completely Randomized Design) จากนั้นทำการผลิตผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสาลีหอยคัพรีเจลาไดโนซ์ โดยการผลิตพริกแกงมัสมั่นที่อุณหภูมิ

80 องศาเซลเซียส เป็นเวลา 3 นาที พักไว้จนถึงอุณหภูมิห้อง ตีเนยสดด้วยเครื่องผสมอาหารด้วยความเร็วระดับ 5 เป็นเวลา 3 นาที เพื่อให้เนยแตกตัว นำพริกแกงมัสมั่นที่พักไว้ ผสมกับเนยสดและสารให้ความหวานพาลาทีน ด้วยความเร็วระดับ 1 ให้เข้ากันเป็นเวลา 3 นาที เติมน้ำตาลทรายแป้งข้าวสาลีหอยคัพรีเจลาไดโนซ์ ตีให้เข้ากันอีกครั้งเป็นเวลา 5 นาที จากนั้นบรรจุใส่ขวดแก้วฝาเกลียวที่ล้างทำความสะอาด และผ่านการฆ่าเชื้อที่อุณหภูมิ 100 องศาเซลเซียส นาน 30 นาที นำผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสาลีหอยคัพรีเจลาไดโนซ์ ไปพาสเจอร์ไรซ์ ที่อุณหภูมิ 63 องศาเซลเซียส นาน 30 นาที จากนั้นวิเคราะห์คุณภาพทางกายภาพ ได้แก่ วิเคราะห์เนื้อสัมผัสด้วยเครื่อง Texture Analyzer (รุ่น TA.TX Plus Extended Height, ประเทศอังกฤษ) โดยการบรรจุตัวอย่างประมาณ 2.5 เซนติเมตรในถ้วยพลาสติกขนาดเส้นผ่านศูนย์กลาง 3.5 เซนติเมตรสูง 2.5 เซนติเมตร วางถ้วยพลาสติกบนแท่นวางตัวอย่าง วัดเนื้อสัมผัสด้วยหัววัดแบบกรวย (cone probe) ขนาดมุม 60 องศาความเร็วขณะวัด 3 มิลลิเมตรต่อวินาที (Charoenphun, 2009) Water activity (a_w) และค่าสี คัดเลือกสูตรที่มีค่าความคงตัวทางสถิติที่ไม่แตกต่างกับสเปรดตามท้องตลาด (control) โดยทำการคัดเลือกให้เหลือ 4 สูตร จากนั้นทำการคัดเลือกสูตรโดยทำการวิเคราะห์คุณภาพทางประสาทสัมผัส ได้สอบถามทางความชอบด้านลักษณะปรากฏ ด้านกลิ่นพริกแกงมัสมั่น ด้านกลิ่นรสพริกแกงมัสมั่น ด้านรสเผ็ด ด้านรสหวาน ด้านความง่ายในการสเปรด และด้านความชอบโดยรวม ให้คะแนนด้วยวิธี 9-Point hedonic scale

5. ทดสอบสมบัติทางกายภาพ ทางเคมี และการยอมรับของผู้บริโภคที่มีต่อผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสาลีหอยคัพรีเจลาไดโนซ์

5.1 วิเคราะห์คุณภาพทางกายภาพ ได้แก่ Water activity (a_w) และค่าสี

5.2 วิเคราะห์คุณภาพทางเคมี ได้แก่ ปริมาณไขมัน (AOAC, 2019) ปริมาณโปรตีน (AOAC, 2019) ปริมาณคาร์โบไฮเดรต (Nutrition Labeling, 1993) ปริมาณเส้นใย (AOAC, 2019) ปริมาณเถ้า (AOAC, 2019) ความชื้น (AOAC, 2019) ความเป็นกรด-ด่าง โดยใช้เครื่อง Professional Benchtop pH Meter (รุ่น BP3001, ประเทศสิงคโปร์) ความหืนโดยการหา Thiobarbituric Acid Number (TBA) (The Chemical Analysis of Food, 1976) ฤทธิ์ต้านอนุมูลอิสระ 2,2-diphenyl-1-picrylhydrazyl (DPPH) (DPPH Method) จุลินทรีย์ทั้งหมด (AOAC, 2019) ยีสต์และรา (AOAC, 2019)

5.3 ศึกษาการยอมรับของผู้บริโภคที่มีต่อผลิตภัณฑ์

ทำการศึกษการยอมรับของผู้บริโภคที่มีต่อผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสาลีหอยคัพรีเจลาไดโนซ์ ที่มีอายุตั้งแต่ 15 ปี ขึ้นไป จำนวน 100 คน ในพื้นที่ตำบลคลองหก อำเภอลำลูกหลวง จังหวัดปทุมธานี ทำการวางแผนการทดลองแบบสุ่มภายในบล็อกสมบูรณ์ (Randomized Complete Block Design, RCBD) โดยสอบถามความชอบด้านลักษณะปรากฏ ด้านกลิ่นพริกแกงมัสมั่น ด้านกลิ่นรสพริกแกงมัสมั่น ด้านรสเผ็ด ด้านรสหวาน ด้านความง่ายในการสเปรด และด้านความชอบโดยรวม ให้คะแนนด้วยวิธี 9-Point Hedonic Scale

ผลและวิจารณ์ผลการทดลอง

1. การศึกษาแนวความคิดของผู้บริโภคในการพัฒนาผลิตภัณฑ์สเปรด

จากกลุ่มตัวอย่าง เป็นกลุ่มผู้บริโภคทั่วไป จำนวน 150 คน มีอายุตั้งแต่ 16 ปีขึ้นไป ในพื้นที่ตำบลคลองหก อำเภอลำลูกหลวง จังหวัดปทุมธานี พบว่า ผู้บริโภคส่วนใหญ่รับประทานผลิตภัณฑ์สเปรดกับขนมปัง เนื่องจากขนมปังเป็นผลิตภัณฑ์เบเกอรี่ที่มีสัดส่วนการจำหน่ายในประเทศมากที่สุด คิดเป็นร้อยละ 54.0 ของมูลค่าตลาดเบเกอรี่ทั้งหมด ซึ่งมุ่งเน้นตลาดระดับกลางและระดับล่าง

ราคจำหน่ายจึงไม่สูงมาก สถานที่ที่ซื้อผลิตภัณฑ์คือ ร้านสะดวกซื้อ เช่น เซเว่น อีเลฟเว่น ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของกรรณ ใจเมือง (2005) ที่ได้ศึกษาความพึงพอใจของผู้ใช้บริการร้าน 7-Eleven ในเขตกรุงเทพมหานคร พบว่า ผู้บริโภคมีความพึงพอใจต่อความสะดวก

ภายในร้านเป็นอันดับหนึ่ง รองลงมาคือ การจัดระเบียบของสินค้า ความสะดวกบริเวณหน้าร้าน และสินค้ามีครบตรงกับความต้องการ ขนาดบรรจุของผลิตภัณฑ์สเปรค คือ ขนาดเล็ก (130 กรัม) รสชาติที่ซื้อ คือ รสหมู่น้ำ โดยเหตุผลที่เลือกซื้อรสหมู่น้ำคือ รสชาติดี ปัญหาที่พบคือ มีรสชาติให้เลือกน้อย ต้องการให้ผลิตภัณฑ์มีรสชาติดูหวาน และอยากให้มีรสแกงมัสมั่น ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของพรณี ประสารชัยมนตรี (2001) ที่ได้ศึกษาเกี่ยวกับพริกแกงไทยที่คนไทยนิยมบริโภค มีจำนวน 10 ชนิด และได้ศึกษาความสามารถการต้านฤทธิ์ก่อกลายพันธุ์ของสารก่อมะเร็ง พบว่า พริกแกงมัสมั่นสามารถยับยั้งการก่อกลายพันธุ์ของสารก่อมะเร็งได้สูงสุด โดยรูปแบบของบรรจุภัณฑ์คือ ขวดแก้ว ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของประเสริฐ รัตนะ (2002) กล่าวว่าหากจะวางจำหน่ายผลิตภัณฑ์สเปรคนั้น ควรบรรจุในขวดแก้วใสเพื่อผู้บริโภคจะได้มองเห็นตัวผลิตภัณฑ์

2. การศึกษาคุณภาพทางเคมีและทางกายภาพของแป้งข้าวสังข์หยด

คุณภาพทางเคมีและกายภาพของแป้งข้าวสังข์หยด พบว่า แป้งข้าวสังข์หยดมีเส้นใย เท่ากับ 0.85 กรัม ซึ่งเส้นใยอาหารมีความสำคัญต่อภาวะโภชนาการ เพราะเส้นใยอาหารช่วยทำให้ระบบทางเดินอาหารทำงานเป็นปกติ และช่วยลดอัตราเสี่ยงของการเกิดโรคต่าง ๆ เช่น เบาหวาน คลอเรสเตอรอลในเลือดสูงและมะเร็ง เป็นต้น (Ninchan, 2005) ค่า Water activity (a_w) เป็นปัจจัยชี้ถึงปริมาณอิสระในอาหารที่เชื้อจุลินทรีย์ใช้ในการเจริญอาหาร และเป็นปัจจัยที่สำคัญในการควบคุมและป้องกันการเสื่อมเสียของผลิตภัณฑ์อาหาร ซึ่งในแป้งข้าวสังข์หยดอยู่ในเกณฑ์มาตรฐานที่กำหนดไว้ไม่เกิน 0.6 เนื่องจากค่า a_w สูงทำให้เชื้อจุลินทรีย์สามารถดึงน้ำอิสระในผลิตภัณฑ์อาหารไปใช้ ก่อให้เกิดการเสื่อมเสียคุณภาพและการเน่าเสียของอาหารได้ (Department Food Science and Technology, 2016) และจากการศึกษาค่าความชื้นของแป้งข้าวสังข์หยด พบว่า ค่าความชื้นอยู่ในเกณฑ์มาตรฐานของผลิตภัณฑ์แป้งที่กำหนดไว้ไม่เกินร้อยละ 13 (Ministry of Industry, 1991; Jungtheerapanich, 2008)

3. ศึกษาสภาวะที่เหมาะสมในการผลิตแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลาติไนซ์

จากการศึกษาสภาวะที่เหมาะสมในการผลิตแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลาติไนซ์ได้ผลดังแสดงในตารางที่ 1

ตารางที่ 1 ลักษณะของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลาติไนซ์ โดยใช้เครื่องทำแห้งแบบลูกกลิ้งคู่

สภาวะต่างๆ	รูปของลักษณะปรากฏ	ลักษณะปรากฏ
สภาวะที่ 1 อุณหภูมิผิวลูกกลิ้ง 120 องศาเซลเซียส ความเร็วรอบ 1 รอบต่อนาที		มีลักษณะแห้งเป็นแผ่นเล็ก หลุดร่อนออกจากผิวหน้าลูกกลิ้งได้ค่อนข้างยาก และบางส่วนจับตัวกันเป็นก้อนแข็ง

สภาวะที่ 2 อุณหภูมิผิวลูกกลิ้ง 120 องศา- เซลเซียส ความเร็วรอบ 2 รอบ ต่อนาที		มีลักษณะแห้งเป็นแผ่นเล็ก ๆ หลุดร่อนออกจาก ผิวหน้าลูกกลิ้งได้ยาก และส่วนใหญ่จับตัวกัน เป็นก้อนแข็ง
สภาวะที่ 3 อุณหภูมิผิวลูกกลิ้ง 130 องศา- เซลเซียส ความเร็วรอบ 1 รอบ ต่อนาที		มีลักษณะส่วนใหญ่เป็นแผ่นบาง มีความแห้ง หลุดร่อนออกจากผิวหน้าลูกกลิ้งได้ดี และมี บางส่วนเป็นแผ่นเล็ก ๆ
สภาวะที่ 4 อุณหภูมิผิวลูกกลิ้ง 130 องศา- เซลเซียส ความเร็วรอบ 2 รอบ ต่อนาที		มีลักษณะส่วนใหญ่เป็นแผ่นบาง มีความแห้ง หลุดร่อนออกจากผิวหน้าลูกกลิ้งได้ค่อนข้างดี และมีบางส่วนเป็นแผ่นเล็ก ๆ
ตารางที่ 1 ลักษณะของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลาคีโนซ์ โดยใช้เครื่องทำแห้งแบบลูกกลิ้งคู่ (ต่อ)		
สภาวะที่ 5 อุณหภูมิผิวลูกกลิ้ง 140 องศา- เซลเซียส ความเร็วรอบ 1 รอบ ต่อนาที		มีลักษณะเป็นแผ่นบาง หลุดร่อนออกจากผิวหน้า ลูกกลิ้งได้ดี และบางส่วนจะเป็นผงละเอียดแห้ง
สภาวะที่ 6 อุณหภูมิผิวลูกกลิ้ง 140 องศา- เซลเซียส ความเร็วรอบ 2 รอบ ต่อนาที		มีลักษณะเป็นแผ่นบาง หลุดร่อนออกจากผิวหน้า ลูกกลิ้งได้ค่อนข้างดี และบางส่วนจะเป็นผง ละเอียดแห้ง

จากตารางที่ 1 พบว่า สภาวะที่ 1 และ 2 แผ่นแป้งที่ได้มีลักษณะหลุดร่อนออกจากผิวหน้าลูกกลิ้งได้ค่อนข้างยาก และ
บางส่วนจับตัวกันเป็นก้อนเหนียวแข็ง เพราะมีปริมาณความชื้นสูง เนื่องจากอุณหภูมิของลูกกลิ้งที่ใช้เป็นอุณหภูมิที่ต่ำที่สุด ส่วน
ในสภาวะที่ 3, 4, 5 และ 6 นั้น แผ่นแป้งที่ได้มีลักษณะเป็นแผ่นบาง มีความแห้ง หลุดร่อนออกจากผิวหน้าลูกกลิ้งได้ดี และมี
บางส่วนเป็นแผ่นเล็ก ๆ ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของนฤดี (1999) กล่าวว่า ผลิตภัณฑ์ที่ได้จากการทำแห้งแบบลูกกลิ้งคู่จะมี
ลักษณะเป็นแผ่นบางกรอบ สามารถนำไปบดเป็นผงหรือลดขนาดได้ตามต้องการ (Sirikong, 2016; Panchan, 2011)

3.1 วิเคราะห์คุณภาพทางกายภาพและเคมีของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลาคีโนซ์

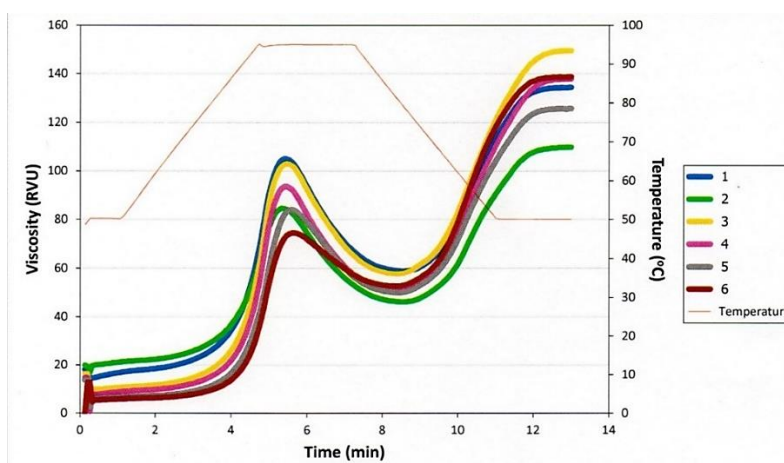
จากการศึกษาคุณภาพทางเคมีและกายภาพ ได้ผลดังแสดงในตารางที่ 2

ตารางที่ 2 ค่า Water activity (a_w) และค่าความชื้นของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลไดโนซ์ ทั้ง 6 สภาวะ

สภาวะที่	อุณหภูมิของลูกกลิ้ง (องศาเซลเซียส)	ความเร็วรอบของลูกกลิ้ง (นาทิต่อรอบ)	ค่า Water activity	ค่าความชื้น (ร้อยละ)
1	120	1	0.57 ± 0.00	9.84 ± 0.11
2	120	2	0.60 ± 0.01	10.59 ± 0.14
3	130	1	0.49 ± 0.00	8.62 ± 0.12
4	130	2	0.48 ± 0.00	8.87 ± 0.03
5	140	1	0.32 ± 0.00	6.34 ± 0.04
6	140	2	0.43 ± 0.00	7.81 ± 0.11

จากตารางที่ 2 พบว่า ค่า a_w มีแนวโน้มลดลง เมื่ออุณหภูมิของลูกกลิ้งเพิ่มสูงขึ้น และความเร็วรอบของลูกกลิ้งลดลง โดยค่า a_w อยู่ระหว่าง 0.32 – 0.60 เนื่องจากค่า a_w เป็นปัจจัยที่สำคัญในการควบคุมและป้องกันการเสื่อมเสียของผลิตภัณฑ์อาหาร และมีผลโดยตรงต่ออายุการเก็บรักษาของผลิตภัณฑ์ ซึ่งค่าดังกล่าวอยู่ในเกณฑ์มาตรฐานที่กำหนดไว้ไม่เกิน 0.6 (Department Food Science and Technology, 2016) และจากการศึกษาค่าความชื้นของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลไดโนซ์ ทั้ง 6 สภาวะ พบว่า ค่าความชื้นมีแนวโน้มลดลงเมื่ออุณหภูมิของลูกกลิ้งเพิ่มสูงขึ้นและความเร็วรอบของลูกกลิ้งลดลง ซึ่งค่าความชื้นมาตรฐานของผลิตภัณฑ์แป้งกำหนดไว้ไม่เกินร้อยละ 13 (Sirikong, 2016; Panchan, 2011)

3.2 การวิเคราะห์ค่าความหนืดของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลไดโนซ์ด้วยเครื่อง RVA ทั้ง 6 สภาวะ ดังแสดงในรูปที่ 1



รูปที่ 1 การวิเคราะห์ค่าความหนืดของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลไดโนซ์ด้วยเครื่อง RVA

จากรูปที่ 1 การวิเคราะห์ค่าความหนืดของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตไนซ์ด้วยเครื่อง RVA พบว่า อุณหภูมิที่เกิดการเปลี่ยนแปลงค่าความหนืด (Pasting temperature) อุณหภูมิที่เกิดการเปลี่ยนแปลงความหนืดหรืออุณหภูมิต่ำสุด (Wongpreedee, 2009) ของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตไนซ์ที่สภาวะต่าง ๆ มีค่าแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$) เมื่อพิจารณาอุณหภูมิที่เกิดการเปลี่ยนแปลงค่าความหนืด พบว่า แป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตไนซ์สภาวะที่ 1 2 และ 3 เป็นอุณหภูมิที่

เกิดการเปลี่ยนแปลงความหนืดหรืออุณหภูมิต่ำสุดที่ต้องการใช้ในการให้ความร้อนแก่แป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตไนซ์ (Thanasukam, 2001) ส่งผลให้แป้งมีค่ากำลังการพองตัวและการดูดซับน้ำได้ดี อีกทั้งอุณหภูมิที่เกิดการเปลี่ยนแปลงความหนืดที่มีค่าต่ำยังช่วยในเรื่องการประหยัดค่าใช้จ่าย (Phupet et al., 2009) และยังสามารถลดคุณค่าทางโภชนาการได้ดีกว่าแป้งข้าวสังข์หยดที่ผ่านการพรีเจลลิตไนซ์ในอุณหภูมิสูงอีกด้วย

ความหนืดสูงสุด (Peak viscosity) เป็นค่าความหนืด ณ จุดที่เม็ดแป้งพองตัวเต็มที่ บอกถึงความสามารถของแป้งในการจับตัวกับน้ำและแรงที่ต้องใช้ในการกวนหรือผสมในอาหารซึ่งสัมพันธ์กับคุณภาพของผลิตภัณฑ์สุดท้าย (Ritthiruangdej et al. 2003) เมื่อพิจารณาจากค่าความหนืดสูงสุดของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตไนซ์ที่สภาวะต่าง ๆ มีค่าแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$) พบว่า แป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตไนซ์ในสภาวะที่ 6 ที่ความหนืดสูงที่สุดมีค่าต่ำสุด เท่ากับ 75.00 RVU รองลงมาคือ สภาวะที่ 2 และสภาวะที่ 5 มีค่าเท่ากับ 84.00 RVU ทั้ง 2 สภาวะ จากผลดังกล่าวแสดงให้เห็นว่า แป้งข้าวสังข์หยดที่ผ่านการพรีเจลลิตไนซ์ในอุณหภูมิสูงจะมีค่าความหนืดสูงสุดลดต่ำลง เนื่องมาจาก

การเพิ่มขึ้นของพันธะเป็นจำนวนมาก ส่งผลให้เม็ดสตาร์ชมีความแข็งแรงจนส่งผลขัดขวางหรือยับยั้งการพองตัวของเม็ดสตาร์ช จึงทำให้ความหนืดของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตไนซ์ลดลง (Chatchawan, 2017) ในการใช้แป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตไนซ์มาผลิตเป็นผลิตภัณฑ์สเปรดนั้นควรใช้แป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตไนซ์ที่ความหนืดสูงที่สุดมีค่าต่ำ เพราะใช้กำลังน้อยในการกวนผสมและทำให้สเปรดให้เป็นเนื้อเดียวกันง่ายขึ้น

ความหนืดต่ำสุด (Trough) เป็นความหนืดที่เกิดขึ้นหลังจากการให้ความร้อนและแรงกวนที่ใช้ผสม ส่งผลให้เม็ดสตาร์ชพองตัวเต็มที่จากกระบวนการเจลลิตไนซ์ และเกิดการแตกออก ทำให้ความหนืดของเพสต์ค่อยๆลดลงจนมีความหนืดต่ำสุด (Ritthiruangdej et al. 2003; Chueamchaitrakun, 2011) เมื่อพิจารณาความหนืดต่ำสุดของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตไนซ์ที่สภาวะต่างๆ มีค่าแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$) พบว่า แป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตไนซ์ในสภาวะที่ 2 มีความหนืดต่ำสุดที่มีค่าน้อยที่สุด เท่ากับ 45.33 RVU รองลงมาคือสภาวะที่ 4 และสภาวะที่ 5 เท่ากับ 50.00 RVU จากผลแสดงให้เห็นว่าในการผลิตสเปรดนั้นควรใช้แป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตไนซ์ที่ความหนืดต่ำสุดมีค่าน้อย เพื่อทำให้ผลิตภัณฑ์สเปรดที่ได้นั้นมีการปาดหรือการสเปรดบนขนมปังที่ง่าย

ความหนืดลดลง (Breakdown) เป็นค่าที่บอกถึงความสามารถในการคงทนต่ออุณหภูมิและแรงกวนหรือแรงเฉือนของเม็ดสตาร์ชที่พองตัวแล้ว ต่ำสุด (Ritthiruangdej et al., 2003; Chueamchaitrakun, 2011) เมื่อพิจารณาความหนืดลดลงของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตไนซ์ที่สภาวะต่างๆ มีค่าแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$) พบว่า แป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตไนซ์ ในสภาวะที่ 6 มีความหนืดลดลงที่มีค่าต่ำสุด เท่ากับ 22.00 RVU รองลงมาคือสภาวะที่ 5 เท่ากับ 34.00 RVU จากผลแสดงให้เห็นว่าแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตไนซ์ที่อุณหภูมิสูง จะทำให้ความหนืดลดลงมีค่าต่ำลง เนื่องจากแป้งข้าวสังข์หยดที่ผ่านการพรีเจลลิตไนซ์ที่อุณหภูมิสูงมีความคงตัวต่อความร้อนและการกวนผสมสูงกว่าแป้งข้าวสังข์หยดที่ผ่านการพรีเจลลิตไนซ์ที่อุณหภูมิต่ำ (Phupet et al., 2009; Rattanachon, 2002) ซึ่งการที่ความหนืดลดลงมีค่าต่ำนี้จะช่วยให้ผลิตภัณฑ์สเปรดยังมีความคงตัวดีเมื่อต้องพาสเจอร์ไรซ์ด้วยความร้อน

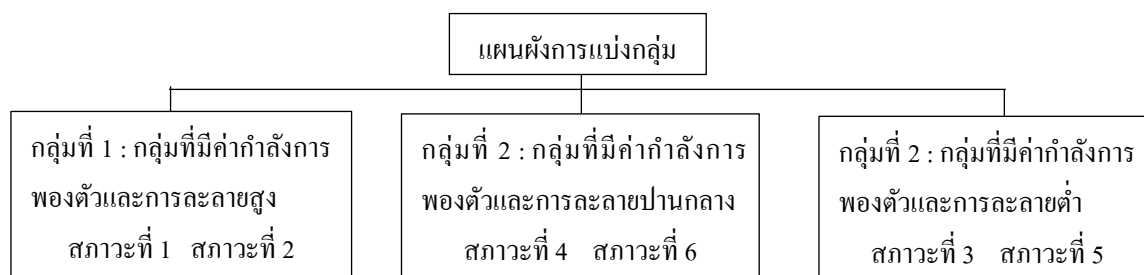
ความหนืดสุดท้าย (Final viscosity) และการคืนตัว (Setback) เป็นค่าที่ใช้ในการอธิบายลักษณะความหนืดหรือเจลที่เกิดขึ้นหลังจากการให้ความร้อนและทำให้เย็น เกิดจากเมื่อทำการลดอุณหภูมิลงทำให้โมเลกุลของแป้งเกิดการจัดเรียงตัวอีกครั้ง หรือที่เรียกว่าการเกิดรีโทรเกรเดชัน (retrogradation) ส่งผลให้แป้งพรีเจลลิตในซมีมีความหนืดมาก ทำให้ความหนืดสุดท้ายสูงขึ้น ซึ่งจะมีผลโดยตรงต่อคุณภาพด้านเนื้อสัมผัสของอาหาร (Phupet et al., 2009) เมื่อพิจารณาความหนืดสุดท้ายและค่าการกลับคืนของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตในซที่สภาวะต่างๆ มีค่าแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$) พบว่า แป้งข้าวสังข์

หยดพรีเจลลิตในซในสภาวะที่ 2 มีความหนืดสุดท้ายที่มีค่าต่ำสุดเท่ากับ 110.00 RVU รองลงมาคือ สภาวะที่ 5 เท่ากับ 126.00 RVU และพบว่า แป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตในซในสภาวะที่ 2 มีการคืนตัวที่มีค่าต่ำที่สุด เท่ากับ 64.33 RVU รองลงมาคือ สภาวะที่ 1 เท่ากับ 75.00 และสภาวะที่ 5 เท่ากับ 76.00 RVU เนื่องจากเมื่อทำการลดอุณหภูมิลง โมเลกุลของแป้งเกิดการจัดเรียงตัวอีกครั้ง ทำให้ความหนืดสุดท้ายและการคืนตัวที่ค่าต่ำมีการเกิดเจลที่ต่ำลงหรือความแข็งแรงของเจลลดลง ซึ่งแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตในซที่มีค่าการคืนตัวต่ำจะทำให้เนื้อสัมผัสของแป้งมีความนิ่ม (Phatrakikhomjorn, 2004) ช่วยให้ผู้ผลิตภัณฑ์สเปรตมีการแปดหรือการสเปรตบนขนมปังได้ง่ายกว่าแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตในซที่มีค่าความหนืดสุดท้ายและค่าการคืนตัวสูง (Tanasombun & Pichaiyongvongdee, 2017)

3.3 กำลังการพองตัวและดัชนีการละลายของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตในซ ทั้ง 6 สภาวะ ดังแสดงในตารางที่ 3 และจัดกลุ่มกำลังการพองตัวและดัชนีการละลายของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตในซ ดังรูปที่ 2

ตารางที่ 3 ค่ากำลังการพองตัวและดัชนีการละลายของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตในซ ทั้ง 6 สภาวะ

แป้งข้าวสังข์หยด พรีเจลที่สภาวะต่างๆ	อุณหภูมิที่ใช้ในการวิเคราะห์กำลังการพองตัว (องศาเซลเซียส)			อุณหภูมิที่ใช้ในการวิเคราะห์ดัชนีการละลาย (องศาเซลเซียส)		
	65	75	85	65	75	85
สภาวะที่ 1	10.18	10.98	11.06	6.82	6.01	5.97
สภาวะที่ 2	9.63	10.38	10.44	7.05	6.75	6.55
สภาวะที่ 3	8.87	10.37	10.44	4.39	4.41	5.60
สภาวะที่ 4	9.55	9.92	10.01	6.44	4.37	3.58
สภาวะที่ 5	9.01	9.08	9.39	4.21	4.18	4.05
สภาวะที่ 6	10.18	9.83	9.18	6.82	4.15	3.18



รูปที่ 2 แผนผังการจัดกลุ่มกำลังการพองตัวและดัชนีการละลายของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลิตในซ ทั้ง 6 สภาวะ

จากรูปที่ 2 นำข้อมูลที่ได้มาวิเคราะห์การแบ่งกลุ่มตามความสามารถ เพื่อคัดเลือกแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลไดโนซ์ที่เหมาะสมที่สุดในการผลิตสเปรดข้าวสังข์หยดนมสด โดยใช้วิธี Cluster Analysis แบบ K-Means Cluster (KMO) ซึ่งมีเป้าหมายในกลุ่มเดียวกัน มีความคล้ายกันในปีจยหรือตัวแปร 2 ตัว คือ กำลังการพองตัวและดัชนีการละลาย ที่อุณหภูมิ 65 75 และ 85 องศาเซลเซียส พบว่า แป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลไดโนซ์ในสภาวะที่ 3 และ สภาวะที่ 5 ไม่มีความแตกต่างกัน

จากผลการวิเคราะห์ค่าความหนืดของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลไดโนซ์ ทั้ง 6 สภาวะ ด้วยเครื่อง RVA ทำให้แป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลไดโนซ์ ในสภาวะที่ 5 เป็นสภาวะที่เหมาะสมในการผลิตสเปรดข้าวสังข์หยดนมสด เนื่องจากความหนืดสูงสุด (peak viscosity) ที่มีค่าต่ำจะมีการคงตัว (breakdown) ของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลไดโนซ์ที่สูง ซึ่งการที่ความหนืดลดลงมีค่าต่ำนี้จะช่วยให้ผลิตภัณฑ์สเปรดยังมีความคงตัวดีเมื่อต้องพาสเจอร์ไรซ์ด้วยความร้อน และค่าความหนืดสุดท้าย (final viscosity) กับค่าการคืนตัว (setback) ที่มีค่าต่ำจะช่วยให้อัตราการผลิตมีการสเปรดหรือการป้ายทาที่ง่ายกว่าแป้งพรีเจลไดโนซ์ในสภาวะอื่นอีกด้วย

4. การศึกษาสูตรที่เหมาะสมของผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดนมสด

4.1 ศึกษาคุณภาพทางกายภาพของผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดนมสด

จากการศึกษาคุณภาพทางกายภาพของผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดนมสดทั้งหมด 12 สูตร ได้ผลดังแสดงในตารางที่ 4 และตารางที่ 5

ตารางที่ 4 ค่าการป้ายทาของผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดนมสดเมื่อเปรียบเทียบกับสเปรดในท้องตลาด

สูตรที่	สารละลายแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลไดโนซ์ร้อยละ	ปริมาณพริกแกงนมสดร้อยละของสารละลายแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลไดโนซ์	ปริมาณเนยสดร้อยละของสารละลายแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลไดโนซ์	ความสามารถในการป้ายทา (วินาที/กรัม)		
Control				184.95 ^c	±	14.32
1	30	20	10	180.80 ^c	±	04.62
2	30	25	20	156.87 ^f	±	09.58
3	30	30	10	184.42 ^c	±	10.56
4	30	20	20	157.20 ^f	±	11.10
5	30	25	10	171.44 ^{ef}	±	11.35
6	30	30	20	192.34 ^c	±	12.07
7	40	20	10	236.98 ^{cd}	±	04.65
8	40	25	20	297.25 ^a	±	18.52
9	40	30	10	228.01 ^d	±	19.68
10	40	20	20	275.37 ^b	±	09.50
11	40	25	10	254.53 ^{bc}	±	00.40
12	40	30	20	254.85 ^{bc}	±	14.33

หมายเหตุ : a,b,c... ที่แตกต่างกันในแนวตั้งหมายถึงค่าเฉลี่ยแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$) ค่าเฉลี่ย $\pm$ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน

จากตารางที่ 4 ค่าการป้ายทาของผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดผสมมันเมื่อเปรียบเทียบกับสเปรดในท้องตลาด ด้วยเครื่อง Texture Analyzer จากนั้นนำค่าที่ได้มาเปรียบเทียบกับสเปรดในท้องตลาด (control) พบว่า มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$) โดยผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดผสมมันที่มีค่าการป้ายทาไม่มีความแตกต่างทางสถิติ ($p > 0.05$) กับสเปรดในท้องตลาด

(control) คือ สูตร 1, 3, 5 และ 6 มีค่าเท่ากับ 180.80, 184.42, 171.44 และ 192.34 กรัม/วินาที ซึ่งสเปรดในท้องตลาดมีค่าการป้ายทาเท่ากับ 180.95 กรัม/วินาที เนื่องจากเนื้อสัมผัสของสเปรดเป็นปัจจัยที่มีอิทธิพลมากที่สุดสำหรับการยอมรับทางประสาทสัมผัส โดยค่าความแน่นเนื้อ (firmness) ของตัวอย่างที่วัดได้จากเครื่อง texture analyzer เป็นค่าที่เกี่ยวข้องกับความสามารถในการป้ายทา หรือการกระจายตัว (spreadability) ของผลิตภัณฑ์ จะแสดงผลในค่าของความแน่นหรือแรงสูงสุดในการเจาะของตัวอย่าง ถ้าหากตัวอย่างมีน้ำหรือไขมันผสมอยู่น้อยจะทำให้ค่าของความแน่นหรือแรงสูงสุดในการเจาะสูงขึ้น ทำให้มีความสามารถในการป้ายทา หรือการกระจายตัวได้ยาก จึงบ่งบอกถึงค่าในการป้ายทาที่สูง (Bascuasa, 2017) ค่าการป้ายทาจะมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นตามความเข้มข้นของสารละลายแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลาคีไนซ์ และปริมาณพริกแกงมันมัน โดยทั่วไปแป้งพรีเจลาคีไนซ์มีคุณสมบัติกระจายตัวได้ในน้ำเย็น สามารถสามารถดูดซับน้ำได้ดีกว่าแป้งที่ไม่ผ่านการพรีเจลาคีไนซ์ และมีปริมาณเพิ่มขึ้น (Nanthachai et al., 2018) แต่การใช้แป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลาคีไนซ์มาผลิตเป็นผลิตภัณฑ์สเปรดนั้นควรใช้แป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลาคีไนซ์กลุ่มที่มีค่ากำลังการพองตัวและการละลายต่ำ เนื่องจากความหนืดสูงสุด (Peak Viscosity) ที่มีค่าต่ำจะมีการคงตัว (Breakdown) ของแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลาคีไนซ์ที่สูง ซึ่งการที่ความหนืดลดลงมีค่าต่ำนี้จะช่วยให้ผลิตภัณฑ์สเปรดยังมีความคงตัวเมื่อต้องพาสเจอร์ไรซ์ด้วยความร้อน และค่าความหนืดสุดท้าย (Final viscosity) กับค่าการคืนตัว (Setback) ที่มีค่าต่ำจะช่วยให้ผลิตภัณฑ์สเปรดมีการสเปรดหรือการป้ายทาที่ง่ายกว่าแป้งพรีเจลาคีไนซ์ในสภาวะอื่นอีกด้วย ส่วนปริมาณพริกแกงมันมันส่งผลให้ค่าการป้ายทาเพิ่มขึ้นด้วยเช่นเดียวกัน เนื่องจากในพริกแกงมีเครื่องปรุงต่างๆ โดยมีพริกและพืชสมุนไพรเป็นส่วนประกอบสำคัญ นำมาผสมกัน จึงทำให้มีลักษณะเปียกชื้น (Industrial product standards, 2006) อีกทั้งในพริกและพืชสมุนไพรประกอบด้วยเส้นใยอาหาร ซึ่งเส้นใยอาหารก็จะช่วยเพิ่มเนื้อให้ผลิตภัณฑ์สเปรด ทำให้ค่าการป้ายทาเพิ่มขึ้นด้วยเช่นเดียวกัน ส่วนเนยสดเป็นสารอาหารประเภทไขมัน ซึ่งจะช่วยให้อาหารมีรส กลิ่น และเนื้อสัมผัสที่ดีขึ้น อีกทั้งยังช่วยให้การป้ายทาทนบนผนังง่ายขึ้นอีกด้วย หลังจากนั้นจึงทำการคัดเลือกสูตรที่เหมาะสม

ตารางที่ 5 ค่า a_w และค่าสี $L^* a^* b^*$ ของผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดผสมมัน

สูตรที่	Water activity (a_w)	ค่าสี		
		L^*	a^*	b^*
1	$0.85^f \pm 0.01$	$39.49^{bc} \pm 1.55$	$22.36^c \pm 0.81$	$33.99^f \pm 0.71$
2	$0.89^e \pm 0.01$	$39.83^{bc} \pm 0.03$	$23.82^c \pm 0.13$	$38.19^e \pm 0.28$
3	$0.90^e \pm 0.00$	$38.42^{de} \pm 0.59$	$24.43^b \pm 0.22$	$38.32^e \pm 0.50$
4	$0.91^{cd} \pm 0.01$	$41.46^a \pm 0.41$	$22.65^{de} \pm 0.14$	$35.49^d \pm 0.41$
5	$0.93^{abc} \pm 0.01$	$40.15^b \pm 0.28$	$22.93^d \pm 0.40$	$34.69^{de} \pm 0.81$
6	$0.94^a \pm 0.00$	$40.20^b \pm 0.22$	$23.12^d \pm 0.18$	$34.41^e \pm 0.59$
7	$0.91^{cd} \pm 0.00$	$40.30^b \pm 0.04$	$23.14^d \pm 0.13$	$38.40^{bc} \pm 0.25$

8	0.92 ^{bcd} ± 0.00	39.65 ^{bc} ± 0.03	24.09 ^{bc} ± 0.10	39.16 ^b ± 0.07
9	0.91 ^d ± 0.00	37.91 ^c ± 0.01	23.70 ^c ± 0.04	37.60 ^c ± 0.06
10	0.92 ^{bcd} ± 0.00	40.20 ^b ± 0.33	23.68 ^c ± 0.38	37.98 ^c ± 0.61
11	0.92 ^{bcd} ± 0.00	38.48 ^{dc} ± 0.22	23.11 ^d ± 0.20	34.97 ^{dc} ± 0.24
12	0.93 ^{ab} ± 0.00	39.15 ^{cd} ± 0.05	25.26 ^a ± 0.08	40.15 ^a ± 0.12

หมายเหตุ : a,b,c... ที่แตกต่างกันในแนวตั้งหมายถึงค่าเฉลี่ยแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$) ค่าเฉลี่ย ± ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน

จากตารางที่ 5 แสดงค่า Water activity (a_w) และค่าสี $L^* a^* b^*$ ของผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดธรรม์สมัน พบว่า ค่า a_w มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$) โดยมีค่าอยู่ระหว่าง 0.85 – 0.94 จัดอยู่ในประเภทอาหารสด เป็นอาหารที่เกิดการเน่าเสียได้ง่าย ซึ่งค่า a_w เป็นปัจจัยที่สำคัญในการควบคุมและป้องกันการเสื่อมเสียของผลิตภัณฑ์อาหาร จึงมีผลโดยตรงต่อการกำหนดอายุการเก็บรักษาของผลิตภัณฑ์อาหาร (Ratnapon, 2008) ส่วนค่าสี $L^* a^* b^*$ ของผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดธรรม์สมันทั้ง 12 สูตร มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$) โดยสูตรที่มีค่า L^* มีค่าอยู่ระหว่าง (ความสว่าง) 37.91 – 41.46 ส่วนค่า a^* มีค่าอยู่ระหว่าง 22.36 – 25.26 มีค่าเป็น + ทำให้ค่าสีเป็นไปในทิศทางสีแดง และค่า b^* มีค่าอยู่ระหว่าง 33.99 – 40.15 มีค่าเป็น + ทำให้ค่าสีเป็นไปในทิศทางเหลือง ซึ่งพริกแกงมัสมั่นมีสีแดงส้ม เมื่อปริมาณพริกแกงมัสมั่นเพิ่มขึ้นทำให้แนวโน้มของค่าสีเป็นไปในทิศทางสีแดง-เหลือง เนื่องจากผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดประกอบด้วยแอนโทไซยานิน เป็นรงควัตถุที่ให้สีแดง (Ratnapon, 2008) และพริกแกงมัสมั่นประกอบด้วยพริก ซึ่งเป็นรงควัตถุให้สีเช่นกัน จัดอยู่ในกลุ่มของแคโรทีนอยด์ที่มีสีเหลือง ส้ม แดง และในผลิตภัณฑ์สเปรดมีส่วนผสมของเนยสด ซึ่งในเนยสดมีวิตามินเอที่อยู่ในรูปของเบต้าแคโรทีนอีกด้วย (Ratnapon, 2008)

4.2 การศึกษาคุณภาพทางประสาทสัมผัสของผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดธรรม์สมัน

คัดเลือกสูตรสเปรดที่เหมาะสม โดยพิจารณาจากคุณภาพทางประสาทสัมผัสที่ได้รับคะแนนสูงสุด ดังแสดงในตารางที่ 5

ตารางที่ 6 คะแนนความชอบของผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดธรรม์สมัน

ลักษณะทางประสาทสัมผัส	สูตรที่ 1	สูตรที่ 3	สูตรที่ 5	สูตรที่ 6
ลักษณะปรากฏ	7.88 ^a ± 0.98	7.42 ^b ± 0.97	7.12 ^b ± 1.12	7.42 ^b ± 1.03
กลิ่นพริกแกงมัสมั่น	7.84 ^a ± 0.98	6.88 ^b ± 1.30	6.90 ^b ± 0.95	7.26 ^b ± 1.17
กลิ่นรสพริกแกงมัสมั่น	7.72 ^a ± 1.03	6.74 ^b ± 0.92	6.84 ^b ± 0.98	7.24 ^b ± 1.13
รสเผ็ด	7.84 ^a ± 1.02	6.84 ^c ± 0.77	6.82 ^c ± 0.90	7.34 ^b ± 1.15
รสหวาน	7.74 ^a ± 1.03	6.84 ^{bc} ± 0.77	6.62 ^c ± 0.85	7.04 ^b ± 1.2
ความง่ายในการสเปรด	8.10 ^a ± 0.89	6.82 ^b ± 0.82	6.54 ^b ± 0.86	7.46 ^b ± 0.86
ความชอบโดยรวม	7.98 ^a ± 0.87	6.84 ^c ± 0.767	6.64 ^c ± 0.85	7.50 ^b ± 0.93

หมายเหตุ : สูตรที่ 1 ปริมาณสารละลายแป้งข้าวสังข์หยดพริกเจลาตินซ์ ร้อยละ 30 ปริมาณพริกแกงมัสมั่นร้อยละ 20 และปริมาณเนยสดร้อยละ 10 สูตรที่ 3 ปริมาณสารละลายแป้งข้าวสังข์หยดพริกเจลาตินซ์ ร้อยละ 30 ปริมาณพริกแกงมัสมั่นร้อยละ 30 และปริมาณเนยสดร้อยละ 10 สูตรที่ 5 ปริมาณสารละลายแป้งข้าวสังข์หยดพริกเจลาตินซ์ ร้อยละ 30 ปริมาณพริกแกงมัสมั่นร้อยละ 25 และปริมาณเนยสดร้อยละ 10 สูตรที่ 6 ปริมาณสารละลายแป้งข้าวสังข์หยดพริกเจลาตินซ์ ร้อยละ 30 ปริมาณพริกแกงมัสมั่นร้อยละ 30 และปริมาณเนย

ศรียะละ 20 a,b,c... ที่แตกต่างกันในแนวอนหมายถึงค่าเฉลี่ยแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$) ค่าเฉลี่ย $\pm$ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน

จากตารางที่ 6 พบว่า ค่าเฉลี่ยลักษณะทางประสาทสัมผัสของผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดนมสดมีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$) ผู้บริโภคให้คะแนนการยอมรับของผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดนมสด ในสูตรที่ 1 มีค่า

ความชอบมากที่สุดในทุกปัจจัย ซึ่งสูตรดังกล่าวเป็นสูตรที่มีปริมาณพริกแกงนมสดที่น้อยกว่าสูตรอื่นๆ ดังนั้นจึงมีกลิ่นรสพริกแกงนมสด และรสเผ็ดน้อย ซึ่งจากการสำรวจพฤติกรรมการดูแลสุขภาพของประชากร พ.ศ. 2560 พบว่า รสชาติอาหารมีผลหลักที่รับประทานเป็นประจำ คือรสจืด รสเค็ม รสเปรี้ยว (National Statistical Office, 2018) การบริโภคอาหารเหล่านั้นไม่ควรจะรสจัดเกินไป เพราะในคนเขายังไม่มีน้ำย่อยและกระเพาะอาหารยังไม่แข็งแรง หากเรทานอาหารที่มีความมัน หรือเผ็ดเกินไป มันจะทำให้เกิดข้อเสียต่อร่างกาย อีกทั้งปริมาณสารละลายแป้งข้าวสังข์หยดพริกแกงในสูตร ปริมาณพริกแกงนมสด และปริมาณเนยสดมีผลต่อลักษณะของผลิตภัณฑ์สเปรดทำให้มีความความเนียนเป็นเนื้อเดียวกัน และยังเป็นผลิตภัณฑ์ที่มีการกระจายตัวอย่างสม่ำเสมออีกด้วย (Rakyoo & Khwanmuang, 2016)

5. ทดสอบสมบัติทางกายภาพ ทางเคมี จุลินทรีย์ และการยอมรับของผู้บริโภคที่มีต่อผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดนมสด

จากการศึกษาสูตรที่เหมาะสมของผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดนมสด โดยนำผลิตภัณฑ์สเปรดสูตรที่ 1 มาทดสอบสมบัติทางกายภาพ ทางเคมี จุลินทรีย์ ได้ผลดังแสดงในตารางที่ 7

ตารางที่ 7 สมบัติทางกายภาพ และเคมีของผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดนมสด

	สมบัติ	ปริมาณ	
ทางกายภาพ			
ค่า Water activity (a_w)		0.81	
ค่าสี L*		43.38	
a*		22.55	
b*		36.96	
ทางเคมี (ต่อตัวอย่าง 100 กรัม)			
ความชื้น		70.19	กรัม
พลังงานทั้งหมด		146.60	กิโลแคลอรี
พลังงานจากไขมัน		66.60	กิโลแคลอรี
ไขมันทั้งหมด		7.40	กรัม
ไขมันอิ่มตัว		4.95	กรัม
โคเลสเตอรอล		17.14	มิลลิกรัม
โปรตีน		2.08	กรัม
คาร์โบไฮเดรต		17.92	กรัม
ใยอาหาร		3.91	กรัม
น้ำตาล		2.53	กรัม

โซเดียม	846.70	มิลลิกรัม
วิตามินเอ	420.23	ไมโครกรัม
วิตามินบี 1	0.05	มิลลิกรัม
วิตามินบี 2	0.03	มิลลิกรัม
แคลเซียม	43.94	มิลลิกรัม

ตารางที่ 7 สมบัติทางกายภาพ และเคมีของผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดศรีสมัน (ต่อ)

สมบัติ	ปริมาณ	
เหลืก	0.82	มิลลิกรัม
เถ้า	2.41	กรัม
ความเป็นกรด-ด่าง (pH)	5.18	
ค่าความหืน โดยการหา Thiobarbituric Acid Number	0.20	กิโลกรัม/100 กรัม
ฤทธิ์ต้านอนุมูลอิสระ โดยวิธี DPPH	45.18	Mg/eq (Trolox)
จุลินทรีย์		
จุลินทรีย์ทั้งหมด	$<2.7 \times 10^2$	cfu/g
ยีสต์และรา	<10	cfu/g

จากตารางที่ 7 พบว่า คุณค่าทางโภชนาการของผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดศรีสมันที่แตกต่างจากท้องตลาด คือ มีใยอาหาร ซึ่งใยอาหารช่วยป้องกันท้องผูก สามารถรักษาระดับน้ำตาลในเลือดให้คงที่ซึ่งเป็นผลดีต่อผู้ป่วยเบาหวาน อีกทั้งใยอาหารยังทำให้เรารู้สึกอิ่มนาน จึงช่วยควบคุมความอยากอาหารและช่วยในการควบคุมน้ำหนักตัวได้ มีวิตามินเอ ซึ่งช่วยเพิ่มประสิทธิภาพการมองเห็น ช่วยให้ระบบภูมิคุ้มกันทำงานได้ดีขึ้น และส่งเสริม ความแข็งแรงของกระดูก วิตามินบี 1 ซึ่งจะช่วยเกี่ยวกับการทำงานของระบบประสาทและกล้ามเนื้อและช่วยป้องกันโรคเหน็บชา วิตามินบี 2 จะช่วยในเรื่องเกี่ยวกับการสร้างเส้นผม เล็บ และผิวหนัง เป็นสารต้านอนุมูลอิสระ และยังช่วยป้องกันโรคปากนกกระจอกอีกด้วย แคลเซียม ช่วยการทำงานของระบบประสาท ปรับสมดุลความดัน ลดการเกิดตะกั่ว และช่วยป้องกันมะเร็งลำไส้ใหญ่ได้ และสารต้านอนุมูลอิสระ จัดเป็นสารที่ทำหน้าที่ป้องกันการเกิดกระบวนการออกซิเดชันซึ่งทำให้เกิดอนุมูลอิสระโดยจะช่วยยับยั้งอนุมูลอิสระไม่ให้มีผลทำลายเซลล์ (Chomsawan, 2017) และยังช่วยชะลอความเสื่อมของร่างกาย ทำให้เราแก่ช้าลง ด้านจุลินทรีย์ของผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดศรีสมัน พบว่า จำนวนจุลินทรีย์ทั้งหมด $<2.7 \times 10^2$ cfu/g ยีสต์และรา <10 cfu/g ซึ่งไม่เกินข้อกำหนดตามมาตรฐานน้ำพริกเผา (มพช.4/2556) ที่กำหนดไว้ไม่เกิน 1×10^4 cfu/g (Industrial product standards, 2006).

5.1 การศึกษาการยอมรับของผู้บริโภคที่มีต่อผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดศรีสมัน

ตารางที่ 8 คะแนนความชอบของผู้บริโภคจำนวน 100 คน

คุณลักษณะ	ค่าเฉลี่ยความชอบ	การแปลผลค่าเฉลี่ย
ลักษณะปรากฏ	7.25 ± 1.41	ชอบปานกลาง
กลิ่นพริกแกงมัสมั่น	7.22 ± 1.43	ชอบปานกลาง
กลิ่นรสพริกแกงมัสมั่น	7.06 ± 1.54	ชอบปานกลาง

รสเผ็ด	6.97 ± 1.42	ชอบปานกลาง
รสหวาน	6.74 ± 1.67	ชอบปานกลาง
ความง่ายในการสเปรด	7.42 ± 1.41	ชอบปานกลาง
ความชอบโดยรวม	7.45 ± 1.67	ชอบปานกลาง

หมายเหตุ : ค่าเฉลี่ย $\pm$ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน

จากตารางที่ 8 การศึกษาความชอบและการยอมรับของผู้บริโภคต่อผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดธรรม์สมัน โดยใช้วิธีการให้คะแนนความชอบ 9 ระดับ (9 Point Hedonic Scale) ในด้านลักษณะปรากฏ กลิ่นพริกแกงมัสมั่น กลิ่นรสพริกแกงมัสมั่น รสเผ็ด รสหวาน ความง่ายในการสเปรด และความชอบโดยรวม โดยใช้กลุ่มผู้บริโภคทั่วไปจำนวน 100 คน ในพื้นที่ตำบลคลองหก อำเภอลองหลวง จังหวัดปทุมธานี พบว่า ผู้บริโภคให้คะแนนความชอบด้านความชอบโดยรวมสูงที่สุด เท่ากับ 7.45 ± 1.67 คะแนน

ตารางที่ 9 ข้อมูลการยอมรับของผู้บริโภค จำนวน 100 คน

ข้อมูลการยอมรับของผู้บริโภค	ความถี่	ร้อยละ
1. หากวางจำหน่ายผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดธรรม์สมัน ในปริมาณ 100 กรัม ราคา 99 บาท ท่านมีความสนใจจะซื้อหรือไม่		
ซื้อ	53	53.0
ไม่แน่ใจ	36	36.0
ไม่ซื้อ	11	11.0
รวม	100	100.0
2. เมื่อทราบประโยชน์ของข้าวสังข์หยดแล้ว ท่านคิดว่าจะซื้อผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดธรรม์สมันหรือไม่		
ซื้อ	67	67.0
ไม่แน่ใจ	27	27.0
ไม่ซื้อ	6	6.0
รวม	100	100.0

จากตารางที่ 9 พบว่า หากมีผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดธรรม์สมันวางจำหน่ายในปริมาณ 100 กรัม ราคา 99 บาท ผู้บริโภคมีความสนใจจะซื้อ ร้อยละ 53 และเมื่อผู้บริโภคทราบถึงคุณประโยชน์ของข้าวสังข์หยดแล้วจึงเลือกซื้อ ร้อยละ 67 เนื่องจากผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดธรรม์สมันเป็นผลิตภัณฑ์ใหม่ ที่มีการเพิ่มคุณค่าทางโภชนาการ ได้แก่ โยฮาทาร์ เนื่องจากโยฮาทาร์ช่วยป้องกันท้องผูก และดูดซับสารก่อมะเร็งที่ปนมาับอาหารซึ่งจะขับถ่ายออกมาพร้อมกับอุจจาระ อีกทั้งโยฮาทาร์ยังทำให้เรารู้สึกอิ่มนาน จึงช่วยควบคุมความอยากอาหารและช่วยในการควบคุมน้ำหนักตัวได้ วิตามินเอ เป็นวิตามินที่จำเป็นต่อสุขภาพของสายตา ผิวหนังและกระดูก โดยจะเข้าไปช่วยเซลล์ประกอบความสมบูรณ์ และเรียงเป็นระเบียบของผิวหนัง เลนส์ตา เคลือบผิวฟันและกระดูกต่างๆ และช่วยเสริมภูมิคุ้มกัน ป้องกันการติดเชื้อโรคต่างๆ ซ่อมแซมเนื้อเยื่อและเซลล์กระดูก ได้ดี (Kongsuwan, 2004) ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ พวงพริกสตร์ วิริยะ และคณะ (2018) พบว่า ผู้บริโภคส่วนใหญ่ซื้อผลิตภัณฑ์ด้วยเหตุผลสำคัญ คือ เป็นผลิตภัณฑ์ที่มีคุณภาพ มีคุณค่าและคุณประโยชน์ครบถ้วน (Viriyai, 2018)

สรุปผลการทดลอง

จากการศึกษาสภาวะที่เหมาะสมในการผลิตแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลาติไนซ์ คือ สภาวะที่ 5 ซึ่งมีอุณหภูมิสูงถึง 140 องศาเซลเซียส ความเร็วรอบ 1 รอบต่อนาที และสูตรที่เหมาะสมในการผลิตแป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลาติไนซ์ คือ สูตรที่ 1 ประกอบด้วย แป้งข้าวสังข์หยดพรีเจลลาติไนซ์ ร้อยละ 30 พริกแกงมัสมั่นร้อยละ 20 และเนยสดร้อยละ 10 ผลิตภัณฑ์สเปรดข้าวสังข์หยดรสมัสมั่นมี

คุณค่าทางโภชนาการได้แก่ โยอาหาร ร้อยละ 3.91 วิตามินเอ ร้อยละ 420.23 วิตามินบี 1 ร้อยละ 0.05 วิตามินบี 2 ร้อยละ 0.03 แคลเซียม ร้อยละ 43.94 เหล็ก ร้อยละ 0.82 และมีฤทธิ์ต้านอนุมูลอิสระ 2,2-diphenyl-1-picrylhydrazyl (DPPH) 45.18 mg/eq (Trolox) การยอมรับของผู้บริโภคให้คะแนนในด้านความชอบโดยรวมสูงที่สุด เท่ากับ 7.45 ± 1.67 รองลงมาคือด้านความง่ายในการสเปรด 7.42 ± 1.41 และเมื่อผู้บริโภคทราบถึงคุณประโยชน์ของข้าวสังข์หยดแล้ว จึงเลือกซื้อผลิตภัณฑ์ คิดเป็นร้อยละ 67

กิตติกรรมประกาศ

ขอขอบคุณคณะเทคโนโลยีคหกรรมศาสตร์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลธัญบุรี และห้างหุ้นส่วนจำกัด พี.เอส.เอ.21 จังหวัดปทุมธานี ที่ให้การสนับสนุนงานวิจัย

เอกสารอ้างอิง

- AOAC. (1990). *Official Methods of Analysis* (15th ed.). Washington, USA: The Association of official analytical chemists Inc.
- AOAC. (2019). *Official Methods of Analysis* (21st ed.). Washington, USA: The Association of official analytical chemists Inc.
- Bascuasa, S., Espertb. M., Llorcaa. E., Quilesa. A., Salvadorb. A., & Hernando. I. (2021). Structural and Sensory Studies on Chocolate Spreads with Hydrocolloid-Based Oleogels as a Fat Alternative. *Journal of LWT - Food Science and Technology*, 135, 1-8. <http://doi.org/10.1016/j.lwt.2020.110228>
- Chaiprasop. O. (2004). *Dairy Technology* (2nd ed.). Bangkok, Thailand : Ramkhamhaeng University.
- Charoenphun, N. (2009). *Formulation and Shelf-life Studies of Spreads from Coconut Protein* [Unpublished master's thesis]. Kasetsart University. (in Thai)
- Chatchawan. K. (2017). *Modified Starch Tapioca Starch Dry Heating Heat-Moisture Hydrothermal* [Unpublished master's thesis]. Silpakorn University. (in Thai)
- Chomsawan, B., Thanasarn, T., Waiyak, P., & Jaikla, S. (2017) Antioxidant and Biological Activities of Ardisia polycephala Wall. *Kasalong kham Journal*, 11(3)(Special), 1-9. (in Thai)
- Chueamchaitrakun, P. (2011). *Characterization of Physicochemical Properties of Glutinous rice and Mixed Glutinous-Hom-Mali Rice Fours and Theirs Utilization for Butter Cake* [Unpublished doctoral thesis]. Kasetsart University. (in Thai)
- Department Food Science and Technology, Faculty of Agro-Industry. (2016). *Food Science and Technology* (6th ed.). Bangkok, Thailand : Kasetsart University.
- Charoenphun, N. (2009). *Formulation and Shelf-life Studies of Spreads from Coconut Protein* [Unpublished master's thesis]. Kasetsart University. (in Thai)

- Hunnak, P. (2020). The practical approach of development for production and marketing of Thai rice. *Journal of Thai Ombudsman*, 27(1), 91-116. (in Thai)
- Industrial product standards, (1991). *Standard for modified starch for food industry*. TIS 1073-2535. (1st ed.). Bangkok, Thailand : Thai Industrial Standards Institute.
- Industrial product standards, (2006). *Curry Paste and Seasoning Paste*. TIS 429-2548. (1st ed.). Bangkok, Thailand : Thai Industrial Standards Institute.
- Jaimung, K. (2005). *Satisfaction of Seven Eleven customer in Bangkok* [Unpublished master's thesis]. Thammasat University. (in Thai)
- Jungtheerapanich, S. (2008). *Development of Azuki Bean Powder by Drum Dryer for Food Industry* [Unpublished master's thesis]. Kasetsart University. (in Thai)
- Kannuch, L. (2010). *Sangyod Rice Phatthalung : GI (Geographical Indications)* (1st ed.). Bangkok, Thailand : Rice Product Development Division.
- Kongsuwan, W. (2004). *Vitamin, nature of body* (1st ed.). Samut Prakan, Thailand : M.T. Print Company Limited.
- Li, J. Y., & Yeh, A. I. (2001). Relation between thermal, rheological characteristics and swelling power for various starch. *Journal of Food Engineering*, 50(3), 141-148. [https://doi.org/10.1016/S0260-8774\(00\)00236-3](https://doi.org/10.1016/S0260-8774(00)00236-3)
- National Assembly, Ministry of Science and Technology, (2011). *Miracle of Thai rice innovation* (1st ed.). Bangkok, Thailand.
- Naksing, P. (2550). *Inhibitory Effect of Pomegranate (Punica granatum Linn.) Peel Ethanol Extract on Colletotrichum Gloeosporioides, the Causal Agent of Chilli Anthracnose*. Department of Agriculture Biotechnology, Faculty of Agriculture Kamphaeng Sean, Kasetsart University. Chon Buri. (in Thai)
- Nanthachai, N., Pancharoen, P., & Noytheaw, P. (2018). Physical and Chemical Properties of Khanom-pun-klib from Pregelatinized Rice-berry Flour. *Journal of Agricultural Science*, 49(2), 649-652. (in Thai)
- Newport Scientific. (1997). *RVA World the New Standard*, RVA World, 11, 1-4.
- Ninchan, B. (2005). *Physico-chemical Properties of Rice Flour and Starches of Different Thai Varieties* [Unpublished master's thesis]. Kasetsart University. (in Thai)
- Panchan, K. (2011). *Effect of Pre-Germinated Paddy Rice Production on Parboiled Brown Rice and Expanded Rice Product Qualities* [Unpublished master's thesis]. Kasetsart University. (in Thai)
- Phatrakithomjon, P. (2004). *A Study of Optimized Formulation and Frying Conditions of Low Oil Uptake Food Batter from High Amylose Maize Starch, Pregelatinized Rice Starch and Rice Flour* [Unpublished master's thesis]. KhonKaen University. (in Thai)
- Phongkitwithoon, N. (1999). *Process Parameters for Banana Power Production Using Drum Dryer* [Unpublished master's thesis]. King Mongkut's Institute of Technology Thonburi University. (in Thai)
- Phosanam, A. (2006). *Factors Affecting Texture of Imitation Cheese from Rice Flour* [Unpublished master's thesis]. Kasetsart University. (in Thai)

- Phupet, P., Suwannasichin, S., & Limanon, B. (2009). *Chemical and Physical Characteristics of Sinin Rice Flour and Qualities of Sinin Rice Flour Substituted Bread Dough*, 20-27. In *The 47th Kasetsart University Annual Conference, 17-20 March 2009, Agro-Industry, Kasetsart University, Bangkok.* (in Thai)
- Prasarnchaimontree, P. (2001). *The effect of Thai Curry Paste on Somatic Mutation and Recombination Induced by Urethane in Drosophila Melanogaster* [Unpublished master's thesis]. Mahidol University. (in Thai)
- Rakyoo, W., & Khwanmuang, M. (2016). *Reduced calories Khiao Wan Kai spread (RKS)* [Unpublished master's thesis]. King Mongkut's Institute of Technology Ladkrabang University. (in Thai)
- Rattana, P. (2002). *Development of Legumes Sandwich Spread* [Unpublished master's thesis]. Kasetsart University. (in Thai)
- Rattanachon, W. (2002). *Comparative of Genetics and Physico-Chemical Properties of Cassava (Manihot Esculenta Crantz) Between Bitter and Sweet Types* [Unpublished master's thesis]. Kasetsart University. (in Thai)
- Ratnapnon, N. (2008). *Food chemistry*. (3th ed.). Bangkok, Thailand : Odeon Store.
- Ritthiruangdej, P., Suwonsichon, T., Haruthaithanasan, V., & Sriroth, K. (2003) *Pasting behavior and mechanical properties of Thao Yai Mom flour (Tacca leontopetaloides Ktze)*, 53-60. In *The 41th Kasetsart University Annual Conference, 3-7 February 2003, Agro-Industry, Kasetsart University, Bangkok.* (in Thai)
- Rungruangaree, P., (1998). *Effect of Pregelatinized Rice Flour and Protein Supplementation on Quality of Bread from Rice Flour* [Unpublished master's thesis]. Kasetsart University. (in Thai)
- Sirikong, P. (2016). *Effect of Pregelatinized Mung Bean Flour and Hydrocolloid Addition on the Qualities of Gluten Free Rice Bread* [Unpublished master's thesis]. Naresuan University. (in Thai)
- National Statistical Office. (2018). *The 2017 Food Consumption Behavior Survey*. Bangkok, Thailand : National Statistical Office Ministry of Digital Economy and Society.
- Tanasombun, P., & Pichaiyongvongdee, S. (2017). Utilization of broken rice as a fat replacer in low calorie tofu salad dressing. *Journal of Food Health and Bioenvironmental Science*, 10(3), 105-128. (in Thai)
- Tanthapanichkul, R. (1999). *Food chemistry* (7th ed.). Bangkok, Thailand : Ramkhamhaeng University
- Tantivirasut, P., Laohakunjit, N., Suttisansanee, U., Hudthagosol, C., & Somboonpanyakul, P. (2014). Effect of pregelatinized riceberry flour for reducing fat in salad dressing. *Journal Agricultural Science*, 45(2), 125-128. (in Thai)
- Thanasukarn, P. (2001). *A Study of the Physical Properties of Tapioca Starch-Xanthan Gum Mixed Gels and Their Application in Food Product* [Unpublished master's thesis]. Kasetsart University. (in Thai)
- Trakoolchokumnuay, K. (2015). Innovation of Rice Production, Rice Processing and Rice Trade in Thailand. *Journal Social Development*, 17(2), 51 – 67. (in Thai)
- Viriya, P., Laksameethanasarn, S., & Suraphoppisitt, P. (2018). Marketing factors Influencing the Decision to buy Products of Jasmine Rice Processed. *Journal of the Association of Researchers*, 23(3), 137-150. (in Thai)

- Wattanakul, U., Sa-i. S., & Khao Baht. W. (2013). *Effect of temperature on roast of Sungyod Phatthalung popped rice to nutritional values*, 338-343. In *The 5th Rajamangala University of Technology National Conference, 28 March 2013, Rajamangala University of Technology Phra Nakhon. Bangkok.*
- Wongpreedee, P. (2009). *Process Development of Cold Water Soluble Rice Starch Production* [Unpublished master's thesis]. Mahasarakham University. (in Thai)

Research Article

ผลของวิธีและสภาวะการทำแห้งต่อปริมาณผลผลิตและสมบัติทางเคมีกายภาพของเยื่อหุ้มเมล็ดผักข้าวผง

Effect of drying methods and conditions on yield and physicochemical properties of gac aril powder

สุธิดา อัครชนียากร^{1*}, รัชชานนท์ ไพศาล¹, วชิรวิทย์ อาจสันตียะ¹ และกัมพล เกียรติทวีมนคง¹

Suthida Akkarachaneeyakorn^{1*}, Ratchanon Phaisarn¹, Wachirawit Artsanthia¹ and

Kumpol Krettaweemonkong¹

¹ภาควิชาเทคโนโลยีอุตสาหกรรมเกษตร อาหาร และสิ่งแวดล้อม คณะวิทยาศาสตร์ประยุกต์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ บางซื่อ กรุงเทพฯ 10800 ประเทศไทย

¹Department of Agro-Industrial, Food, and Environmental Technology, Faculty of Applied Science, King Mongkut's University of Technology North Bangkok, Bangsue, Bangkok 10800 Thailand

*E-mail: suthida.a@sci.kmutnb.ac.th

Received: 3/11/2020; Revised: 18/05/2021; Accepted: 25/06/2021

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาผลของวิธี (แช่เยือกแข็ง ไมโครเวฟ และลมร้อน) และสภาวะ (ต่ำ ปานกลาง และสูง) การทำแห้งต่อปริมาณผลผลิต บีตา-แคโรทีน และไลโคปีนในเยื่อหุ้มเมล็ดผักข้าวผง ทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดผักข้าวผงด้วยเครื่องทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งโดยแปรผันสภาวะการทำแห้ง ได้แก่ ต่ำ ปานกลาง และสูง (อุณหภูมิทำแห้งขั้นที่ 2 เท่ากับ 40 50 และ 60 องศาเซลเซียส) นาน 120 นาที ทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดผักข้าวผงด้วยเตาไมโครเวฟโดยแปรผันสภาวะการทำแห้ง ได้แก่ ต่ำ (กำลังไฟไมโครเวฟ เท่ากับ 480 วัตต์ นาน 15 นาที) ปานกลาง (กำลังไฟไมโครเวฟ เท่ากับ 560 วัตต์ นาน 13 นาที) และสูง (กำลังไฟไมโครเวฟ เท่ากับ 640 วัตต์ นาน 11 นาที) ทำแห้ง เยื่อหุ้มเมล็ดผักข้าวผงด้วยเตาอบลมร้อน แปรผันสภาวะการทำแห้ง ได้แก่ ต่ำ (อุณหภูมิลมร้อนเท่ากับ 60 องศาเซลเซียส นาน 540 นาที) ปานกลาง (อุณหภูมิลมร้อนเท่ากับ 70 องศาเซลเซียส นาน 480 นาที) และสูง (อุณหภูมิลมร้อนเท่ากับ 80 องศาเซลเซียส นาน 420 นาที) พบว่าการทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดผักข้าวผงแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะปานกลางและสูงทำให้มีปริมาณผลผลิต บีตา-แคโรทีน และไลโคปีนมากที่สุดและไม่แตกต่างกันอย่างมี

นัยสำคัญ ($p \geq 0.05$) การทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพริกขี้หนูแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะปานกลางใช้อุณหภูมิต่ำกว่าจึงใช้พลังงานน้อยกว่าที่สภาวะสูง ดังนั้นวิธีและสภาวะที่เหมาะสมสำหรับการทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพริกขี้หนู คือ การทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะปานกลาง (อุณหภูมิการทำแห้งขั้นที่ 2 เท่ากับ 50 องศาเซลเซียส) โดยมีปริมาณผลผลิตสูงที่สุด (ร้อยละ 21.46) ปริมาณบีตา-แคโรทีน และไลโคปีนสูงที่สุด (10.19 และ 1.98 mg/g น้ำหนักแห้ง ตามลำดับ)

คำสำคัญ: เยื่อหุ้มเมล็ดพริกขี้หนู การทำแห้งแบบแช่เยือกแข็ง ไมโครเวฟ บีตา-แคโรทีน ไลโคปีน

Abstract

The objectives of this research were to study the effects of drying methods (freeze, microwave, and hot air drying) and conditions (low, medium, and high) on yield, beta-carotene, and lycopene content of gac aril powder. Gac aril was dried using a freeze-dryer under different drying conditions: low, medium, and high (where the second stage of temperatures were 40, 50, and 60 °C) for 120 min. Gac aril was dried using a microwave oven under different drying conditions: low (using 480 W microwave power for 15 min), medium (using 560 W microwave power for 13 min) and high (using 640 W microwave power for 11 min). Gac aril was also dried using a hot air oven under different conditions: low (hot air temperature of 60 °C for 540 min), medium (hot air temperature of 70 °C for 480 min) and high (hot air temperature of 80 °C for 420 min). It was found that gac aril dried using a freeze dryer under medium and high conditions resulted in the highest value of yield, beta carotene, and lycopene content and insignificant difference ($p \geq 0.05$). Freeze drying of gac aril at medium condition using lower drying temperature resulted in lower energy consumption than at a higher condition. Therefore, the optimal method and drying condition of gac aril was freeze drying at medium condition (using a second stage drying temperature of 50 °C) which gave the highest yield (21.46%), and highest beta-carotene and lycopene content (10.19 and 1.98 mg/g dry weight, respectively).

Keywords: beta-carotene, freeze drying, gac aril, lycopene, microwave

บทนำ

เชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสาลีมีสีแดงสดมีคุณค่าทางโภชนาการสูง และมีสารออกฤทธิ์ทางชีวภาพที่เป็นประโยชน์ต่อร่างกายหลายชนิด เช่น กรดไขมันจำเป็นที่มีส่วนช่วยให้ร่างกายทำงานได้ปกติ และมีสารกลุ่มแคโรทีนอยด์ ได้แก่ บีตา-แคโรทีน และไลโคปีนสูง จากงานวิจัยที่เกี่ยวข้องพบว่าเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสาลีมีปริมาณบีตา-แคโรทีนอยู่ในช่วง 0.64 ถึง 0.84 mg/g FW ซึ่งมากกว่าแครอท 10 เท่า และมีปริมาณไลโคปีนเท่ากับ 1.55 ถึง 3.05 mg/g FW ซึ่งมีปริมาณมากกว่ามะเขือเทศ 12 เท่า (Aoki et al., 2002; Selvan et al., 2011; Tran et al., 2008) แคโรทีนอยด์มีฤทธิ์เป็นสารต้านอนุมูลอิสระ ซึ่งสามารถป้องกันมะเร็ง โรคหัวใจ หลอดเลือด และโรคประสาทตาเสื่อม (Gu et al., 2008) การทำแห้งเป็นการแปรรูปอาหารโดยลดความชื้น และปริมาณน้ำอิสระในอาหารเพื่อให้สามารถยืดอายุการเก็บรักษา การทำแห้งผัก และผลไม้โดยทั่วไปนิยมใช้ลมร้อน ซึ่งมีข้อดี คือ สามารถควบคุมกระบวนการผลิต และสภาวะในการทำแห้งได้ ทำให้ผลิตภัณฑ์แห้งได้อย่างสม่ำเสมอ และสามารถทำแห้งได้ครั้งละปริมาณมาก แต่มีข้อเสีย คือ ใช้ระยะเวลาในการทำแห้งนาน สิ้นเปลืองพลังงาน และอาจทำให้การสูญเสียสารอาหารที่ไม่ทนต่อความร้อน เนื่องจากการทำแห้งที่ให้ลมร้อนสัมผัสกับอาหาร เกิดการถ่ายเทความร้อนให้แก่อาหาร โดยอาศัยหลักการการถ่ายเทความร้อนเนื่องจากผลต่างอุณหภูมิความร้อนกับอาหาร (Fiedor & Burda, 2014) ส่วนการทำแห้งแบบไมโครเวฟมีข้อดี คือ ใช้เวลาในการทำแห้งสั้นกว่าแบบลมร้อน เนื่องจากเมื่ออาหารดูดซับคลื่นไมโครเวฟแล้วจะเปลี่ยนเป็นความร้อนได้โดยตรง ทำให้มีอัตราการถ่ายเทความร้อนเร็วกว่าแบบลมร้อน ใช้เวลาในการอบแห้งสั้น มีข้อเสีย คือ ภายในอาหารมีองค์ประกอบหลายชนิด เช่น น้ำ ไขมัน โปรตีน คาร์โบไฮเดรต ซึ่งแต่ละองค์ประกอบมีสมบัติไดอิเล็กตริกที่แตกต่างกัน ทำให้ดูดซับคลื่นไมโครเวฟได้ไม่เท่ากัน ส่งผลให้ผลิตภัณฑ์อาจแห้งไม่สม่ำเสมอ (Vadivambal & Jayas, 2010) ส่วนการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งเป็นการทำแห้งในขณะที่มีอุณหภูมิต่ำ มีข้อดี คือ ลดการสูญเสียของสารอาหารที่ไม่ทนต่อความร้อน ลดการทำลายเนื้อเยื่อและโครงสร้างอาหารเนื่องจากความร้อน ทำให้อาหารแห้งที่ได้มีคุณภาพสูง รักษาคุณภาพอาหาร เช่น สี กลิ่น รสชาติ และลักษณะเนื้อสัมผัสของอาหารได้ดี ข้อเสีย คือ เครื่องทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งมีราคาแพง และมีต้นทุนการผลิตที่สูงกว่าแบบลมร้อน และไมโครเวฟ สภาวะการทำแห้งส่งผลต่อปริมาณผลผลิต และสมบัติทางเคมีกายภาพของผลิตภัณฑ์อาหารหลังจากอบแห้ง เช่น ความชื้น ปริมาณน้ำอิสระ และสารอาหาร นอกจากนี้ยังไม่มีการวิจัยที่ศึกษาเปรียบเทียบผลของวิธีการทำแห้งเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสาลีแบบแช่เยือกแข็ง ไมโครเวฟ และลมร้อน ต่อปริมาณผลผลิต สมบัติทางเคมีกายภาพของเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสาลี ดังนั้นงานวิจัยนี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อเปรียบเทียบวิธีการทำแห้งเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสาลีที่แตกต่างกัน 3 วิธี คือ การทำแห้งแบบแช่เยือกแข็ง ไมโครเวฟ และลมร้อน และสภาวะในการทำแห้งที่แตกต่างกัน 3 ระดับที่ส่งผลต่อปริมาณผลผลิต สมบัติทางเคมีกายภาพของเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสาลี ได้แก่ ความชื้น ปริมาณน้ำอิสระ ค่าสี ปริมาณบีตา-แคโรทีน และไลโคปีน และหาวิธีและสภาวะการทำแห้งเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสาลีที่เหมาะสมที่ทำให้ได้ปริมาณผลผลิต บีตา-แคโรทีน และไลโคปีนคงเหลือสูงที่สุด

วัสดุอุปกรณ์และวิธีการทดลอง

1. วัตถุดิบ

เชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสาลีแช่เยือกแข็ง ซื้อจากบริษัท ไลโคปิ่นเลิฟเวอร์ จำกัด ตำบล โชนาสาม อำเภอบางบาล จังหวัด สุรินทร์

2. การเตรียมและศึกษาสมบัติทางเคมีกายภาพเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสาลี

2.1 ละลายเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสาลีแช่เยือกแข็งที่ซื้อจากบริษัท ไลโคปิ่นเลิฟเวอร์ โดยวางไว้ที่อุณหภูมิห้อง (25 ± 1 องศาเซลเซียส) จนละลายหมด หลังจากนั้นคนให้เข้ากันแล้วนำไปปั่นให้เป็นเนื้อเดียวกันด้วยเครื่องปั่น (รุ่น BL3001 ยี่ห้อ Tefal ประเทศจีน) ด้วยความเร็วเบอร์ 1 เป็นเวลา 10 วินาที จากนั้นนำไปแช่เยือกแข็งที่อุณหภูมิ -20 องศาเซลเซียส ด้วยตู้แช่เยือกแข็ง (รุ่น SF-PC1497 ยี่ห้อ Panasonic ประเทศไทย) จนกว่าจะนำมาทำการทดลอง (ทำการทดลองภายใน 15 วัน)

2.2 วิเคราะห์สมบัติทางเคมีกายภาพของเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสาลีก่อนการทำให้แห้ง โดยนำเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสาลีที่ผ่านการแช่เยือกแข็งจากข้อ 2.1 มาละลาย โดยวางไว้ที่อุณหภูมิห้อง (25 ± 1 องศาเซลเซียส) จนละลายหมด จากนั้นนำไปวิเคราะห์ค่าดังต่อไปนี้

ก) ปริมาณของแข็งที่ละลายน้ำ โดยกรองเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสาลีผ่านผ้าขาวบาง วัดปริมาณของแข็งที่ละลายน้ำ ด้วยรีแฟรกโตมิเตอร์ที่ปรับมาตรฐานแล้ว วัด 3 ซ้ำ หาค่าเฉลี่ย $\pm$ SD

ข) ปริมาณความชื้น วัดตามวิธี AOAC (2000)

ค) ปริมาณน้ำอิสระ โดยใช้เครื่องวัดปริมาณน้ำอิสระ (รุ่น AL40009195 ยี่ห้อ AQUALAB) วัด 3 ซ้ำ หาค่าเฉลี่ย $\pm$ SD

ง) ค่าสี โดยชั่งน้ำหนักเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสาลี 3 กรัม ใส่ในถ้วยวัดสี และเกลี่ยให้ทั่วถ้วยวัดสี จากนั้นนำไปวัดด้วยเครื่องวัดสี (รุ่น colorflex EZ ยี่ห้อ Hunter lab ประเทศสหรัฐอเมริกา) ใช้ Port ขนาด 1 นิ้ว โดยวัดค่า L^* , a^* , b^* , C^* และ h^* 3 ซ้ำ หาค่าเฉลี่ย $\pm$ SD

จ) ปริมาณบิตา-แคโรทีน และไลโคปีน โดยดัดแปลงวิธีมาจาก Nagata & Yamashita (1992) นำตัวอย่างเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสาลี 1 กรัม มาเติมสารละลายผสมระหว่างเฮกเซนต่อแอซีโตน ในอัตราส่วน 3:2 (v/v) ปริมาตร 10 มิลลิลิตร บั่นผสมด้วยเครื่องเขย่าผสม เป็นเวลานาน 1 นาที หลังจากนั้นนำมาเจือจาง 10 เท่า เพื่อวิเคราะห์ปริมาณบิตา-แคโรทีน และปริมาณไลโคปีนด้วยเครื่องสเปกโตรโฟโตมิเตอร์ (รุ่น SP-830 plus ยี่ห้อ Metertech ประเทศไทย) ที่ความยาวคลื่น 663 645 505 และ 453 นาโนเมตร โดยใช้เฮกเซนต่อแอซีโตนในอัตราส่วน 3:2 (v/v) เป็นเบสไลน์ แล้วนำไปคำนวณหาปริมาณบิตา-แคโรทีน และไลโคปีนดังสมการที่ 1-2

$$\text{บิตา-แคโรทีน (mg/g FW)} = 0.216_{A_{663}} - 1.220_{A_{645}} - 0.304_{A_{505}} + 0.452_{A_{453}} \quad (1)$$

$$\text{ไลโคปีน (mg/g FW)} = -0.0458_{A_{663}} + 0.20_{A_{645}} + 0.372_{A_{505}} - 0.0806_{A_{453}} \quad (2)$$

3. การศึกษาผลของวิธีและสภาวะการทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวต่อปริมาณผลผลิต และสมบัติทางเคมีกายภาพของเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผอง

3.1 ละลายเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวที่แช่แข็งจากข้อ 2.1 โดยวางที่อุณหภูมิห้อง (25 ± 1 องศาเซลเซียส) จนเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวละลายหมด

3.2 ทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวจนเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวอบแห้งที่ได้มีความชื้นไม่เกินร้อยละ 12 และปริมาณน้ำอิสระไม่เกิน 0.6 (Thai Industrial Standards Institute, 2015) 3 วิธี ได้แก่ การทำแห้งแบบแช่เยือกแข็ง ไมโครเวฟ และตู้อบลมร้อน

ก) การทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวแบบแช่เยือกแข็ง

ชั่งน้ำหนักเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวปริมาณ 50 กรัม จากนั้นเทลงในถาดอลูมิเนียมทรงกลม ที่มีเส้นผ่านศูนย์กลางยาวเท่ากับ 30 เซนติเมตร เปลี่ยนให้เยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวเป็นรูปร่างกลมด้วยแม่พิมพ์ที่มีเส้นผ่านศูนย์กลางเท่ากับ 20 เซนติเมตร ความหนาเท่ากับประมาณ 1.5 มิลลิเมตร ทำแห้งแบบแช่เยือกแข็ง แบ่งเป็น 3 ขั้นตอน ได้แก่ 1. การแช่เยือกแข็ง 2. การทำแห้งขั้นต้น 3. การทำแห้งขั้นที่สอง

ก.1) การแช่เยือกแข็ง โดยนำเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวไปแช่แข็งในตู้แช่แข็งที่อุณหภูมิ -20 องศาเซลเซียส (รุ่น SF-PC1497 ยี่ห้อ Panasonic ประเทศไทย) นาน 5 ชั่วโมง

ก.2) การทำแห้งขั้นต้น โดยนำเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวเข้าเครื่องทำแห้งแบบแช่เยือกแข็ง (รุ่น Alpha 1-4 LSC plus ยี่ห้อ Christ ประเทศเยอรมนี) อุณหภูมิขั้นต้นเท่ากับ 50 องศาเซลเซียส ความดันเท่ากับ 0.1 มิลลิบาร์ นาน 300 นาที

ก.3) การทำแห้งขั้นที่สอง แปรผันสภาวะ 3 ระดับ คือ ต่ำ ปานกลาง และสูง (อุณหภูมิขั้นที่สอง 3 ระดับ ได้แก่ 40 50 และ 60 องศาเซลเซียส ความดัน 0.05 มิลลิบาร์ นาน 120 นาที ซึ่งสภาวะที่แปรผันได้จากผลการทดลองเบื้องต้น) ทิ้งไว้ให้เย็นในเครื่องทำแห้งแบบแช่เยือกแข็ง

ข) การทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวด้วยเตาไมโครเวฟ

ชั่งน้ำหนักเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวปริมาณ 100 กรัม เทลงในถาดแก้วเป็นรูปทรงกลมให้มีเส้นผ่านศูนย์กลาง 20 เซนติเมตร และเปลี่ยนให้เยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวมีความหนาเท่ากับประมาณ 3 มิลลิเมตร อบแห้งด้วยเตาไมโครเวฟ (รุ่น R-742P ยี่ห้อ Sharp ประเทศไทย) ความถี่ 2,450 เมกะเฮิรตซ์ แปรผันสภาวะ 3 ระดับ คือ ต่ำ ปานกลาง และสูง ที่กำลังไฟไมโครเวฟเท่ากับ 480 560 และ 640 วัตต์ เป็นเวลารวมทั้งหมด 15 13 และ 11 นาที ตามลำดับ (ด้านแรก 14 12 และ 10 นาที ตามลำดับ กลับด้าน และอบแห้งอีกด้านต่อ 1 นาที) (สภาวะที่แปรผันได้จากผลการทดลองเบื้องต้น) ทิ้งให้เย็นที่อุณหภูมิห้อง

ค) การทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวด้วยเตาอบลมร้อน

ชั่งน้ำหนักเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวปริมาณ 50 กรัม เทลงในถาดอลูมิเนียมทรงสี่เหลี่ยมผืนผ้าขนาดกว้าง 22 เซนติเมตร ยาว 30 เซนติเมตร และเปลี่ยนให้เยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวโดยแผ่ตัวอย่างตามพิมพ์รูปร่างกลมเส้นผ่าน

ศูนย์กลาง 20 เซนติเมตร ให้มีความหนาเท่ากันประมาณ 1.5 มิลลิเมตร อบแห้งด้วยตู้อบลมร้อน (รุ่น UF110 ยี่ห้อ Memmert ประเทศเยอรมนี) แปรผันสภาวะ 3 ระดับ คือ ต่ำ ปานกลาง และสูง ที่อุณหภูมิ 60 70 และ 80 องศาเซลเซียส เป็นระยะเวลา 540 480 และ 420 นาที ตามลำดับ (สภาวะที่แปรผันได้จากผลการทดลองเบื้องต้น) เพื่อให้เย็นที่อุณหภูมิห้อง

3.3 ชั่งน้ำหนัก และคำนวณหาปริมาณผลผลิต ดังแสดงในสมการที่ 3

$$\text{ผลผลิต (ร้อยละ)} = \frac{\text{น้ำหนักเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวหลังอบแห้ง (กรัม)} \times 100}{\text{น้ำหนักเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสด (กรัม)}} \quad (3)$$

3.4 ปั่นให้เป็นผงด้วยเครื่องบด (รุ่น WF-04 ยี่ห้อ Thaingrinder ประเทศไทย) เป็นระยะเวลา 3 นาที 30 วินาที

3.5 ร้อนด้วยตะแกรงขนาด 60 เมช (250 ไมครอน)

3.6 ใส่ถุงซิปล็อคสีขา และเก็บไว้ในโถสุญญากาศจนกว่าจะนำตัวอย่างไปวิเคราะห์สมบัติทางเคมีกายภาพ

3.7 วิเคราะห์สมบัติทางเคมีกายภาพของเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผง ได้แก่

ก) ปริมาณความชื้น ตามวิธี AOAC (2000)

ข) ปริมาณน้ำอิสระ โดยใช้เครื่องวัดปริมาณน้ำอิสระ (รุ่น AL40009195 ยี่ห้อ AQUALAB) วัด 3 ซ้ำ หาค่าเฉลี่ย $\pm$ SD

ค) ค่าสี ด้วยเครื่องวัดสี (รุ่น colorflex EZ ยี่ห้อ Hunter lab ประเทศสหรัฐอเมริกา) วัด 3 ซ้ำ หาค่าเฉลี่ย $\pm$ SD

ง) ปริมาณบิตา-แคโรทีน และไลโคปีน คัดแปลงวิธีมาจาก Nagata และ Yamashita (1992) โดยชั่งน้ำหนักเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผง 0.4 กรัมใส่ในบีกเกอร์ เดิมสารละลายผสมระหว่างเฮกเซนต่อเอซีโตนในอัตราส่วน 3:2 (v/v) ปริมาตร 40 มิลลิลิตร กวนโดยใช้แม่เหล็กกวนที่ความเร็วเบอร์ 2 จากนั้นทำการสกัดอีก 3 ครั้ง โดยใช้ตัวทำละลาย 20 มิลลิลิตร ใช้เวลาในการสกัดครั้งละ 20 นาที โดยสกัดสารตัวอย่างจนไม่มีสี จากนั้นนำสารสกัดที่ได้มารวมกันในกรวยแยก ล้างเอซีโตนออกโดยใช้น้ำกลั่น 100 มิลลิลิตร หยดสารละลายโซเดียมคลอไรด์อิ่มตัว 12 หยด ลงในกรวยแยก เขย่าแล้วตั้งทิ้งไว้จนเกิดการแยกชั้น นำน้ำส่วนใสด้านล่างทิ้ง จากนั้นทำการล้างเอซีโตนและหยดสารละลายโซเดียมคลอไรด์อิ่มตัวอีกครั้ง เก็บสารละลายตัวอย่างด้านบน วิเคราะห์หาปริมาณบิตา-แคโรทีน และไลโคปีนโดยนำสารละลายที่ได้ไปวัดค่าการดูดกลืนแสงด้วยเครื่องสเปกโตรโฟโตมิเตอร์ (รุ่น SP-830 plus ยี่ห้อ Metertech ประเทศไทย) ที่ความยาวคลื่น 663 645 505 และ 453 นาโนเมตร แล้วนำไปคำนวณหาปริมาณบิตา-แคโรทีนและไลโคปีนดังในสมการที่ 1-2

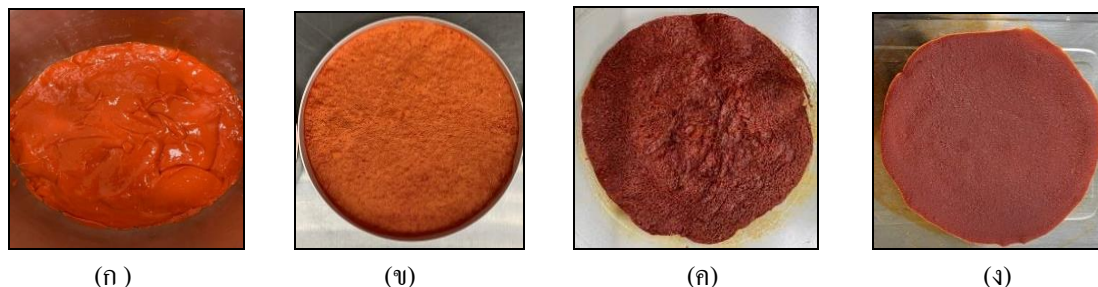
4. การวิเคราะห์ผลทางสถิติ

การศึกษาผลของวิธี และสภาวะการทำแห้งเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวต่อปริมาณผลผลิต ปริมาณความชื้น ปริมาณน้ำอิสระ ค่าสี L^* a^* b^* C^* h^* ปริมาณบีตา-แคโรทีน และไลโคปีนของเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผง วางแผนการทดลองแบบสุ่มสมบูรณ์ (Completely Randomized Design: CRD) วิเคราะห์ความแปรปรวนด้วย 2-way ANOVA โดยมี 2 ปัจจัย ปัจจัยละ 3 ระดับ คือ วิธีที่ใช้ในการทำแห้ง (การทำแห้งแบบแช่เยือกแข็ง ไมโครเวฟ และตู้อบลมร้อน) และสภาวะที่ใช้ในการทำแห้ง (ต่ำ ปานกลาง และสูง) ทำการทดลองทั้งหมด 3 ซ้ำ วิเคราะห์ผลทางสถิติด้วยโปรแกรม Minitab 19 วิเคราะห์ความแตกต่างระหว่างทรีทเมนต์ด้วยวิธี Tukey's test ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95

ผลและวิจารณ์ผลการทดลอง

1. ผลการศึกษามบัตินทางเคมีกายภาพของเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสด

เชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสดที่ใช้ในการทดลอง (ภาพที่ 1 (ก)) มีปริมาณของแข็งที่ละลายน้ำได้เฉลี่ยเท่ากับ 13.00 ± 0.00 °Brix มีความชื้นเฉลี่ยเท่ากับร้อยละ 81.98 ± 0.08 โดยน้ำหนักเปียก ปริมาณน้ำอิสระเฉลี่ยเท่ากับ 0.99 ± 0.00 ค่า L^* เท่ากับ 35.42 ± 0.05 ค่า a^* เท่ากับ 42.65 ± 0.03 ค่า b^* เท่ากับ 38.99 ± 0.11 ค่า C^* เท่ากับ 57.79 ± 0.10 และค่า h^* เท่ากับ 42.43 ± 0.06 ° และเมื่อสังเกตด้วยตาเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสดมีสีส้มแดงเข้ม ปริมาณบีตา-แคโรทีน และไลโคปีน ที่วัดด้วยเครื่องสเปกโตรโฟโตมิเตอร์ที่ได้จากงานวิจัยนี้เท่ากับ 31.63 ± 7.00 และ 4.33 ± 1.01 mg/g FW ตามลำดับ จากงานวิจัยของ Tran et al. (2008) พบว่าเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวจากผลพืชข้าวที่ปลูกในประเทศเวียดนามและเก็บเกี่ยวในปี ค.ศ. 2011 ถึง 2012 มีปริมาณของแข็งที่ละลายน้ำได้เท่ากับ 17.86 ถึง 18.13 °Brix และเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวจากผลพืชข้าวที่ปลูกในประเทศออสเตรเลียและเก็บเกี่ยวในปี ค.ศ. 2013 มีปริมาณของแข็งที่ละลายน้ำได้เท่ากับ 16.75 °Brix ความชื้นเท่ากับร้อยละ 80 โดยน้ำหนักเปียก ค่าสี L^* a^* b^* C^* และ h^* โดยค่า L^* แสดงถึงความสว่างที่มีค่าระหว่าง 0 ถึง 100 โดยหากมีค่าที่ใกล้ 100 จะมีความสว่างมากที่สุด ส่วนค่า a^* หากมีค่าเป็นบวกจะแสดงความเป็นสีแดง หรือมีค่าเป็นลบจะแสดงความเป็นสีเขียว ส่วนค่า b^* หากมีค่าเป็นบวกจะแสดงเป็นสีเหลือง หรือมีค่าเป็นลบจะแสดงเป็นสีน้ำเงิน ส่วนค่า C^* แสดงถึงความบริสุทธิ์ของสี และค่า h^* แสดงถึงค่าเฉดสี โดยค่า 0° จะแสดงสีแดง 90° แสดงสีเหลือง 180° แสดงสีเขียว และ 270° แสดงสีน้ำเงิน ซึ่งค่าสี L^* a^* b^* C^* และ h^* ที่ได้จากงานวิจัยนี้ใกล้เคียงกับงานวิจัยของ Kubola & Siriamornpun (2011) พบว่าเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสดมีค่า L^* เท่ากับ 24.00 ± 1.17 ค่า a^* เท่ากับ 37.27 ± 0.99 และค่า b^* เท่ากับ 14.70 ± 0.59 ตามลำดับ ปริมาณบีตา-แคโรทีน และไลโคปีนที่ได้จากงานวิจัยนี้มีค่าแตกต่างกับงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง เช่นงานวิจัยของ Nhung et al. (2010) วัดปริมาณบีตา-แคโรทีน และไลโคปีน โดยวิธี HPLC ในเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสด พบว่ามีปริมาณบีตา-แคโรทีน และไลโคปีนเท่ากับ 0.38 และ 3.73 mg/g FW ตามลำดับ งานวิจัยของ Kubola & Siriamornpun (2011) วัดปริมาณบีตา-แคโรทีน และไลโคปีน โดยวิธี HPLC ในเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสดพบว่ามีปริมาณบีตา-แคโรทีน และไลโคปีนเท่ากับ 0.45 ± 0.01 และ 0.01 ± 0.00 mg/g FW ตามลำดับ งานวิจัยของ



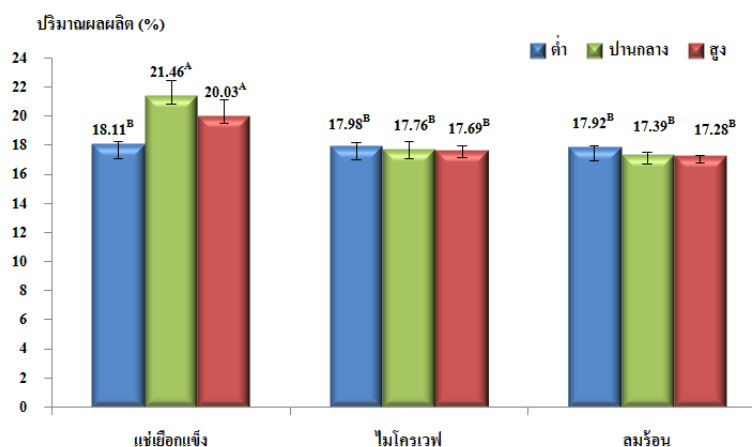
ภาพที่ 1 เชื้อหุ้มเมล็ดพริกขี้หนูสด (ก) และหลังจากทำแห้งด้วยวิธีแช่เยือกแข็ง (ข) ไมโครเวฟ (ค) และต้มร้อน (ง) ที่สภาวะต่ำ

Tran (2007) วัดปริมาณบีตา-แคโรทีน และไลโคปีนในเชื้อหุ้มเมล็ดพริกขี้หนูสด โดยวิธี HPLC พบว่ามีปริมาณบีตา-แคโรทีน และไลโคปีนเท่ากับ 0.06 และ 1.21 mg/g FW ตามลำดับ และงานวิจัยของ Tran et al. (2008) วัดปริมาณบีตา-แคโรทีน และไลโคปีนโดยวิธี HPLC พบว่าเชื้อหุ้มเมล็ดพริกขี้หนูสดจากผลพริกขี้หนูที่ปลูกที่ประเทศเวียดนาม และเก็บเกี่ยวในปี ค.ศ. 2011 ถึง 2012 และที่ปลูกในประเทศออสเตรเลียเก็บเกี่ยวในปี ค.ศ. 2013 มีปริมาณบีตา-แคโรทีน และไลโคปีนเท่ากับ 0.66 ถึง 1.49 และ 0.70 ถึง 4.33 mg/g FW ตามลำดับ ซึ่งปริมาณของแห้งที่ละลายน้ำได้ ปริมาณความชื้น ปริมาณน้ำอิสระ ค่าสี $L^* a^* b^* C^* h^*$ ปริมาณบีตา-แคโรทีน และไลโคปีนที่ได้จากงานวิจัยนี้แตกต่างกับงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง เนื่องมาจากสายพันธุ์ อายุ การดูแล สภาพภูมิประเทศ แหล่งที่ปลูกพริกขี้หนู เครื่องมือ และวิธีการวัดที่ต่างกัน โดยปริมาณบีตา-แคโรทีน และไลโคปีนที่ได้จากงานวิจัยนี้มีค่าที่แตกต่างจากงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง เนื่องจากวิธีการวัดที่ต่างกัน โดยงานวิจัยนี้วัดโดยใช้เครื่องสเปกโตรโฟโตมิเตอร์ ส่วนงานวิจัยของ Tran (2007) Tran et al. (2008) และ Nhung et al. (2010) วัดด้วยวิธี HPLC งานวิจัย Tran (2007) วัดปริมาณแคโรทีนอยด์ทั้งหมดด้วยเครื่องสเปกโตรโฟโตมิเตอร์ (รุ่น SP-830 plus ยี่ห้อ Metertech ประเทศไต้หวัน) และวิธี HPLC ในผงเชื้อหุ้มเมล็ดพริกขี้หนูที่ทำแห้งแบบต้มร้อน พบว่าปริมาณแคโรทีนอยด์ทั้งหมดที่วัดด้วยเครื่องสเปกโตรโฟโตมิเตอร์มีปริมาณเท่ากับ 5.06 mg/g ซึ่งมีค่ามากกว่าวิธี HPLC (4.01 mg/g) โดยปริมาณแคโรทีนอยด์ทั้งหมดที่วัดด้วยวิธี HPLC มีความถูกต้องมากกว่า แต่มีค่าใช้จ่ายในการวิเคราะห์มากกว่า

2. ผลของวิธีและสภาวะการทำแห้งเชื้อหุ้มเมล็ดพริกขี้หนูต่อปริมาณผลผลิตและสมบัติทางเคมีกายภาพของเชื้อหุ้มเมล็ดพริกขี้หนูผง

ทำการทดลองเพื่อศึกษาวิธีการทำแห้งเชื้อหุ้มเมล็ดพริกขี้หนู 3 วิธี และ 3 สภาวะ ได้แก่ แช่เยือกแข็ง (การทำแห้งอุณหภูมิขึ้นที่สองเท่ากับ 40 50 และ 60 องศาเซลเซียส นาน 120 นาที) ไมโครเวฟ (กำลังไฟไมโครเวฟเท่ากับ 480 วัตต์ นาน 15 นาที 560 วัตต์ นาน 13 นาที และ 640 วัตต์ นาน 11 นาที) ต้มร้อน (อุณหภูมิต้มร้อนเท่ากับ 60 องศาเซลเซียส นาน 540 นาที 70 องศาเซลเซียส นาน 480 นาที และ 80 องศาเซลเซียส นาน 420 นาที) พบว่ามี

ปริมาณผลผลิตอยู่ในช่วงร้อยละ 17.28 ถึง 21.46 จากภาพที่ 2 และผลการวิเคราะห์ความแปรปรวนแบบ 2 ทาง (ไม่แสดงผล) พบว่าผลของอิทธิพลร่วมระหว่างวิธีและสภาวะการทำแห้งส่งผลต่อปริมาณผลผลิตอย่างมีนัยสำคัญ ($p < 0.05$) ซึ่งวิธีการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะปานกลางและสูง (การทำแห้งที่อุณหภูมิชื้นที่สอง 50 และ 60 องศาเซลเซียส นาน 120 นาที) มีปริมาณผลผลิตไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \geq 0.05$) และมีความมากที่สุด ซึ่งมีค่าประมาณร้อยละ 20 เนื่องจากวิธีการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะปานกลางและสูง (การทำแห้งที่อุณหภูมิชื้นที่สองเท่ากับ 50 และ 60 องศาเซลเซียส นาน 120 นาที) โดยการทำให้แห้งแบบแช่เยือกแข็ง แบ่งเป็น 3 ขั้นตอน ได้แก่ 1. การแช่เยือกแข็งเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวให้มีอุณหภูมิ -20 องศาเซลเซียส 2. การทำแห้งขึ้นต้นอุณหภูมิขึ้นต้นเท่ากับ -50 องศาเซลเซียส ความดันเท่ากับ 0.1 มิลลิบาร์ ระยะเวลา 300 นาที 3. การทำแห้งขึ้นที่สองอุณหภูมิขึ้นที่สองเท่ากับ 50 และ 60 องศาเซลเซียส ความดัน 0.05 มิลลิบาร์ ระยะเวลา 120 นาที ซึ่งเป็นการทำให้แห้งขณะที่อาหารมีอุณหภูมิต่ำจึงลดการสูญเสียของอาหารเนื่องจากความร้อน ลดการทำลายเนื้อเยื่อ และโครงสร้างอาหาร จึงทำให้ปริมาณผลผลิตสูงที่สุด ส่วนการทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวแบบไมโครเวฟและลมร้อนทุกสภาวะ (การทำแห้งที่กำลังไฟไมโครเวฟเท่ากับ 480 วัตต์ นาน 15 นาที 560 วัตต์ นาน 13 นาที และ 640 วัตต์ นาน 11 นาที



หมายเหตุ ^{A,B,C,...} ค่าเฉลี่ยของข้อมูลในกราฟแท่งแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ ($p < 0.05$)

การทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะต่ำ ปานกลาง และสูง หมายถึง การทำแห้งที่อุณหภูมิชื้นที่สองเท่ากับ 40 50 และ 60 องศาเซลเซียส นาน 120 นาที ตามลำดับ

การทำแห้งแบบไมโครเวฟที่สภาวะต่ำ ปานกลาง และสูง หมายถึง การทำแห้งที่กำลังไฟไมโครเวฟเท่ากับ 480 วัตต์ นาน 15 นาที 560 วัตต์ นาน 13 นาที และ 640 วัตต์ นาน 11 นาที ตามลำดับ

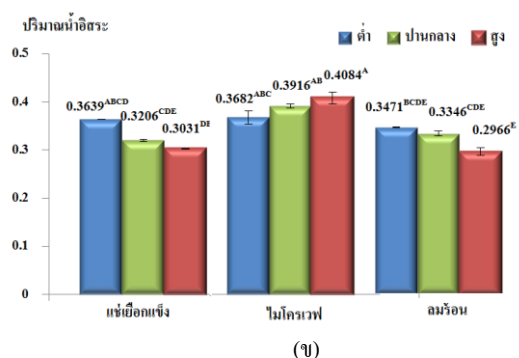
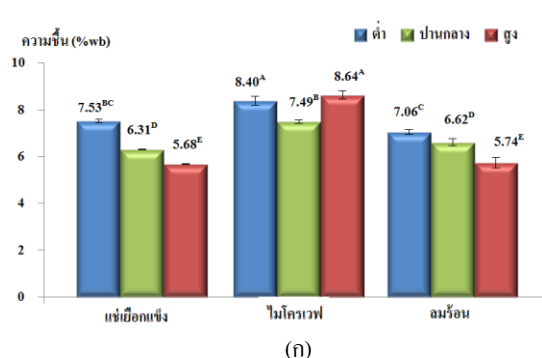
การทำแห้งแบบลมร้อนที่สภาวะต่ำ ปานกลาง และสูง หมายถึง การทำแห้งที่อุณหภูมิเท่ากับ 60 องศาเซลเซียส นาน 540 นาที 70 องศาเซลเซียส นาน 480 นาที และ 80 องศาเซลเซียส นาน 420 นาที ตามลำดับ

ภาพที่ 2 ปริมาณผลผลิตของเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวที่ทำแห้งด้วยวิธีและสภาวะการทำแห้งที่แตกต่างกัน

และการทำแห้งแบบลมร้อนที่อุณหภูมิเท่ากับ 60 องศาเซลเซียส นาน 540 นาที 70 องศาเซลเซียส นาน 480 นาที และ 80 องศาเซลเซียส นาน 420 นาที ตามลำดับ) มีปริมาณผลผลิตต่ำที่สุด เนื่องมาจากการทำแห้งแบบไมโครเวฟทำให้เกิดความร้อนสูงโดยตรงภายในเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวด้วย 2 กลไก คือ การเคลื่อนที่ของไอออน เช่น โพแทสเซียม คลอไรด์ โซเดียมคลอไรด์ แคลเซียมคลอไรด์ และแมกนีเซียมคลอไรด์ที่อยู่ในเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสด โดยเกิดการเคลื่อนที่กลับไปมาในสนามแม่เหล็กไฟฟ้า ตามความถี่ของไมโครเวฟ 2,450 ล้านรอบต่อวินาที จึงเกิดการเสียดสีและเกิดความร้อนขึ้น โดยปริมาณโพแทสเซียม โซเดียม แคลเซียม และแมกนีเซียม ในเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสดมีค่าเท่ากับ 487.40 71.64 20.72 และ 11.37 mg/100g FW (Pinthong et al., 2019) ตามลำดับ และเกิดจากกลไกการหมุนของสารประกอบที่มีขั้ว เช่น น้ำ ในสภาพปกติสารประกอบจะเรียงตัวอย่างไม่เป็นระเบียบ (Random oriented) เมื่อเข้าอยู่ในสนามไฟฟ้าประจุบวกและประจุลบจะถูกเหนี่ยวนำ ทำให้เกิดการเคลื่อนที่เปลี่ยนทิศทางเพื่อเรียงตัวอย่างเป็นระเบียบเมื่อผ่านสนามแม่เหล็กไฟฟ้ากระแสสลับเข้าไป ประจุบวกและลบในโมเลกุลน้ำจะหมุนตัวเพื่อเปลี่ยนทิศทางตามทิศของสนามไฟฟ้าสลับนั้น ๆ โดยการหมุนตัวกลับไปมาจะเกิดอย่างรวดเร็วตามความถี่ของไมโครเวฟเท่ากับ 2,450 ล้านรอบต่อวินาที และเนื่องจากลักษณะของคลื่นไมโครเวฟเป็นคลื่นไซน์ (Sine wave) จึงทำให้เยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวดูดซับคลื่นไมโครเวฟไม่สม่ำเสมอ ขึ้นอยู่กับองค์ประกอบทางเคมีของเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าว ซึ่งทำให้บางบริเวณของเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวได้รับอุณหภูมิที่สูงเกินไปจึงทำลายเนื้อเยื่อบางส่วนของเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าว ดังแสดงในภาพที่ 1 (ค) ทำให้ปริมาณผลผลิตลดลง นอกจากนี้การทำแห้งแบบไมโครเวฟ มีการกลับด้านเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวโดยใช้ที่ตัดแบ่งสแตนเลส จึงทำให้เยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวบางส่วนที่ยังไม่แห้งติดไปกับที่ตัดแบ่ง จึงทำให้ปริมาณผลผลิตลดลง งานวิจัยของ Sharma & Suresh (2005) ทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวแบบไมโครเวฟ พบว่าเมื่อกำลังไฟไมโครเวฟสูงขึ้น จาก 700 เป็น 900 วัตต์ จะส่งผลให้ปริมาณผลผลิตลดลง เนื่องจากการใช้กำลังไฟไมโครเวฟสูงขึ้น ส่งผลให้ความชื้นในอาหารลดลงอย่างรวดเร็ว ทำให้การถ่ายเทมวลของน้ำภายในชั้นอาหารไปยังผิวหน้าได้ง่ายและรวดเร็วขึ้น ส่งผลให้น้ำในเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวเกิดการระเหยออกไปได้อย่างรวดเร็ว ทำให้เยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงที่ได้มีน้ำหนักน้อยลงเมื่อเทียบกับน้ำหนักเริ่มต้น ส่วนการทำแห้งแบบลมร้อนทุกสภาวะ (การทำแห้งที่อุณหภูมิเท่ากับ 60 องศาเซลเซียส นาน 540 นาที 70 องศาเซลเซียส นาน 480 นาที และ 80 องศาเซลเซียส นาน 420 นาที) มีการใช้อุณหภูมิสูงที่สุดและระยะเวลานาน จึงเกิดความร้อนสะสมไปทำลายเนื้อเยื่อ โครงสร้างและสารอาหารของเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าว ส่งผลให้ปริมาณผลผลิตต่ำที่สุด (Vadivambal & Jayas, 2010)

จากภาพที่ 3 (ก) และผลการวิเคราะห์ความแปรปรวนแบบ 2 ทาง (ไม่ได้แสดงผล) พบว่าอิทธิพลร่วมระหว่างวิธีและสภาวะการทำแห้งมีผลต่อปริมาณความชื้นอย่างมีนัยสำคัญ ($p < 0.05$) ปริมาณความชื้นของเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวที่ทำแห้งทั้ง 3 วิธี และ 3 สภาวะ มีความชื้นอยู่ในช่วงร้อยละ 5.68 ถึง 8.64 โดยน้ำหนักเปียก ซึ่งปริมาณความชื้นมีค่าเป็นไปตามมาตรฐานผลิตภัณฑ์ชุมชน เรื่องผัก และผลไม้แห้ง ที่กำหนดความชื้นไม่เกินร้อยละ 12 (Thai Industrial Standards Institute, 2015) วิธีการทำแห้งแบบไมโครเวฟทุกสภาวะ (การทำแห้งที่กำลังไฟไมโครเวฟ 480 วัตต์ นาน 15 นาที 560 วัตต์ นาน 13 นาที และ 640 วัตต์ นาน 11 นาที) ทำให้ความชื้นของ

เชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวมีแนวโน้มสูงที่สุดเท่ากับร้อยละ 8.40 7.49 และ 8.64 โดยน้ำหนักเปียกตามลำดับ เนื่องมาจากการทำแห้งแบบไมโครเวฟ คลื่นไมโครเวฟถูกส่งมาที่อาหารในรูปของคลื่นไนซ์ ทำให้คลื่นไมโครเวฟสัมผัสกับเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวไม่สม่ำเสมอ และเนื่องจากเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวมีองค์ประกอบทางเคมีได้แก่ ความชื้น โปรตีน ไขมัน คาร์โบไฮเดรต และเถ้าเท่ากับร้อยละ 89.76 0.62 0.37 7.85 และ 1.40 ตามลำดับ (Pinthong et al., 2019) ซึ่งแต่ละองค์ประกอบมีสมบัติไดอิเล็กตริกแตกต่างกันจึงดูดซับคลื่นไมโครเวฟไม่เท่ากันส่งผลให้เกิดความร้อนในแต่ละบริเวณไม่เท่ากัน ทำให้เชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวเกิดความร้อนไม่สม่ำเสมอ โดยเกิดความร้อนที่สูงอยู่บริเวณขอบ ในขณะที่การเกิดความร้อนต่ำเกิดที่บริเวณใจกลางของเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าว ดังภาพที่ 1 (ก) และวิธีการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะสูง (การทำแห้งที่อุณหภูมิขึ้นที่สอง 60 องศาเซลเซียส นาน 120 นาที) และวิธีการทำแห้งแบบลมร้อนที่สภาวะสูง (การทำแห้งที่อุณหภูมิ 80 องศาเซลเซียส นาน 420 นาที) มีปริมาณความชื้นต่ำที่สุดเท่ากับ 5.68 และ 5.74 ตามลำดับ เนื่องจากการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็ง มีขั้นตอนการแช่เยือกแข็งเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวที่อุณหภูมิ -20 องศาเซลเซียส เพื่อลดอุณหภูมิให้ต่ำกว่าจุดเยือกแข็งทำให้เกิดผลึกน้ำแข็ง แล้วทำแห้งขึ้นต้นเพื่อลดปริมาณน้ำโดยการระเหิดน้ำแข็งให้เป็นไอ โดยการลดอุณหภูมิและความดันบรรยากาศให้ต่ำกว่าจุดรวมสาม (Triple point of water) เพื่อให้ผลึกน้ำแข็งที่อยู่ภายในเกิดการระเหิดเป็นไอออกไปจากผิวหน้าเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าว โดยจะเริ่มจากชั้น



หมายเหตุ ^{A,B,C,...} ค่าเฉลี่ยของข้อมูลในกราฟแท่งแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ ($p < 0.05$)

การทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะต่ำ ปานกลาง และสูง หมายถึง การทำแห้งที่อุณหภูมิขึ้นที่สองเท่ากับ 40 50 และ 60 องศาเซลเซียส นาน 120 นาที ตามลำดับ

การทำแห้งแบบไมโครเวฟที่สภาวะต่ำ ปานกลาง และสูง หมายถึง การทำแห้งที่กำลังไฟไมโครเวฟเท่ากับ 480 วัตต์ นาน 15 นาที 560 วัตต์ นาน 13 นาที และ 640 วัตต์ นาน 11 นาที ตามลำดับ

การทำแห้งแบบลมร้อนที่สภาวะต่ำ ปานกลาง และสูง หมายถึง การทำแห้งที่อุณหภูมิเท่ากับ 60 องศาเซลเซียส นาน 540 นาที 70 องศาเซลเซียส นาน 480 นาที และ 80 องศาเซลเซียส นาน 420 นาที ตามลำดับ

ภาพที่ 3 ปริมาณความชื้น (ก) และปริมาณน้ำอิสระ (ข) ของเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวที่ทำแห้งด้วยวิธีและสภาวะการทำแห้งที่แตกต่างกัน

น้ำแข็งบริเวณผิวหน้าของเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าว ทำให้บริเวณผิวหน้าเป็นชั้นแข็ง จากนั้นเป็นการระเหิดของชั้นน้ำแข็งที่อยู่ภายในเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าว โดยระเหิดน้ำแข็งผ่านชั้นแข็งออกไปสู่ผิวหน้าของเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าว ขั้นตอนสุดท้ายเป็นการทำแห้งขั้นที่สอง เพื่อทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวให้สมบูรณ์ โดยการทำแห้งขั้นต้นน้ำแข็งจะระเหิดไปหมดแต่ยังมีความชื้นหลงเหลืออยู่ จึงต้องมีการทำแห้งด้วยการเพิ่มอุณหภูมิขั้นที่สองให้สูงขึ้นและลดความดันมากขึ้น เพื่อดึงเอาความชื้นที่เหลืออยู่ออก ปริมาณความชื้นของผงเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวที่ผ่านการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะสูงจึงมีปริมาณความชื้นต่ำที่สุด สอดคล้องกับงานวิจัยของ Chuyen et al. (2016) ทำแห้งเปลือกพืชข้าวแบบลมร้อนที่อุณหภูมิเท่ากับ 60 80 และ 100 องศาเซลเซียส และแบบแช่เยือกแข็ง พบว่าการทำแห้งแบบลมร้อนที่อุณหภูมิสูงที่สุดเท่ากับ 100 องศาเซลเซียส และแบบแช่เยือกแข็งมีปริมาณความชื้นต่ำที่สุดเมื่อเทียบกับวิธีและสภาวะการทำแห้งแบบอื่นโดยมีปริมาณความชื้นเท่ากับร้อยละ 2.38 และ 2.35 โดยน้ำหนักแห้งตามลำดับ จากภาพที่ 3 (ก) พบว่าเมื่ออุณหภูมิลมร้อนเพิ่มขึ้นจาก 60 เป็น 80 องศาเซลเซียส ส่งผลทำให้เยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวมีปริมาณความชื้นลดลงอย่างมีนัยสำคัญ ($p < 0.05$) โดยอุณหภูมิลมร้อนที่ใช้ในการทำแห้งเพิ่มมากขึ้นส่งผลให้อัตราเร็วของการทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสูงขึ้น เนื่องจากการทำแห้งที่อุณหภูมิสูงส่งผลให้เกิดแรงขับเคลื่อน (Driving force) ในการถ่ายเทมวลมากขึ้น ทำให้อัตราเร็วของการแพร่ของความชื้นจากตัวอย่างมีค่ามากกว่าการทำแห้งที่อุณหภูมิต่ำ ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Chuyen et al. (2017) พบว่าในการทำแห้งเปลือกพืชข้าวแบบลมร้อนที่อุณหภูมิ 60 ถึง 80 องศาเซลเซียส ส่งผลให้ปริมาณความชื้นลดลงอย่างมีนัยสำคัญ ($p < 0.05$) จากปริมาณความชื้นเริ่มต้นร้อยละ 6.40 เป็น 2.30 โดยน้ำหนักเปียก และเมื่อเวลาที่ใช้ในการทำแห้งที่เพิ่มมากขึ้นทำให้ปริมาณความชื้นลดลง สอดคล้องกับงานวิจัยของ Tran et al. (2008) ทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวด้วยวิธีการทำแห้งที่แตกต่างกัน คือ การทำแห้งแบบลมร้อน อุณหภูมิ 60 องศาเซลเซียส ด้วยตู้อบสูญญากาศ อุณหภูมิ 55 องศาเซลเซียส แบบแช่เยือกแข็ง และแบบพ่นฝอย พบว่าปริมาณความชื้นของตัวอย่างที่ทำแห้งทุกวิธีมีค่าลดลงอย่างรวดเร็วใน 4 ชั่วโมงแรกของการทำแห้ง และปริมาณความชื้นยังคงลดลงจนถึงร้อยละ 6.4 โดยน้ำหนักเปียก และ Tanongkankit et al. (2016) ทำแห้งผงเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวแบบลมร้อนที่อุณหภูมิ 60 และ 80 องศาเซลเซียส เป็นระยะเวลา 330 และ 270 นาที ตามลำดับ พบว่าเมื่ออุณหภูมิลมร้อนสูงขึ้นทำให้เยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวมีปริมาณความชื้นลดลงจาก 0.060 เป็น 0.050 g/g โดยน้ำหนักแห้ง ตามลำดับ

ภาพที่ 3 (ข) และผลการวิเคราะห์ความแปรปรวนแบบ 2 ทาง (ไม่ได้แสดงผล) พบว่าอิทธิพลร่วมระหว่างวิธีและสภาวะการทำแห้งมีผลต่อปริมาณน้ำอิสระของเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวอย่างมีนัยสำคัญ ($p < 0.05$) พบว่าปริมาณน้ำอิสระที่ได้จากงานวิจัยนี้มีค่าระหว่าง 0.30 ถึง 0.41 ซึ่งมีค่าเป็นไปตามมาตรฐานผลิตภัณฑ์ชุมชน เรื่องผัก และผลไม้แห้ง ที่กำหนดปริมาณน้ำอิสระไม่เกิน 0.6 (Thai Industrial Standards Institute, 2015) ซึ่งแสดงว่าเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวที่ได้จากการทำแห้งทั้ง 3 วิธี และ 3 สภาวะสามารถเก็บรักษาที่อุณหภูมิห้อง ปลอดภัยต่อปฏิกิริยาเคมี เช่น ปฏิกิริยาออกซิเดชันของลิพิด และเชื้อจุลินทรีย์ จากภาพที่ 3 (ข) พบว่าการทำแห้งแบบไมโครเวฟที่สภาวะสูง (การทำแห้งที่กำลังไฟไมโครเวฟเท่ากับ 640 วัตต์ นาน 11 นาที) มีปริมาณน้ำอิสระเท่ากับ 0.41 ซึ่งมีค่ามากกว่าการ

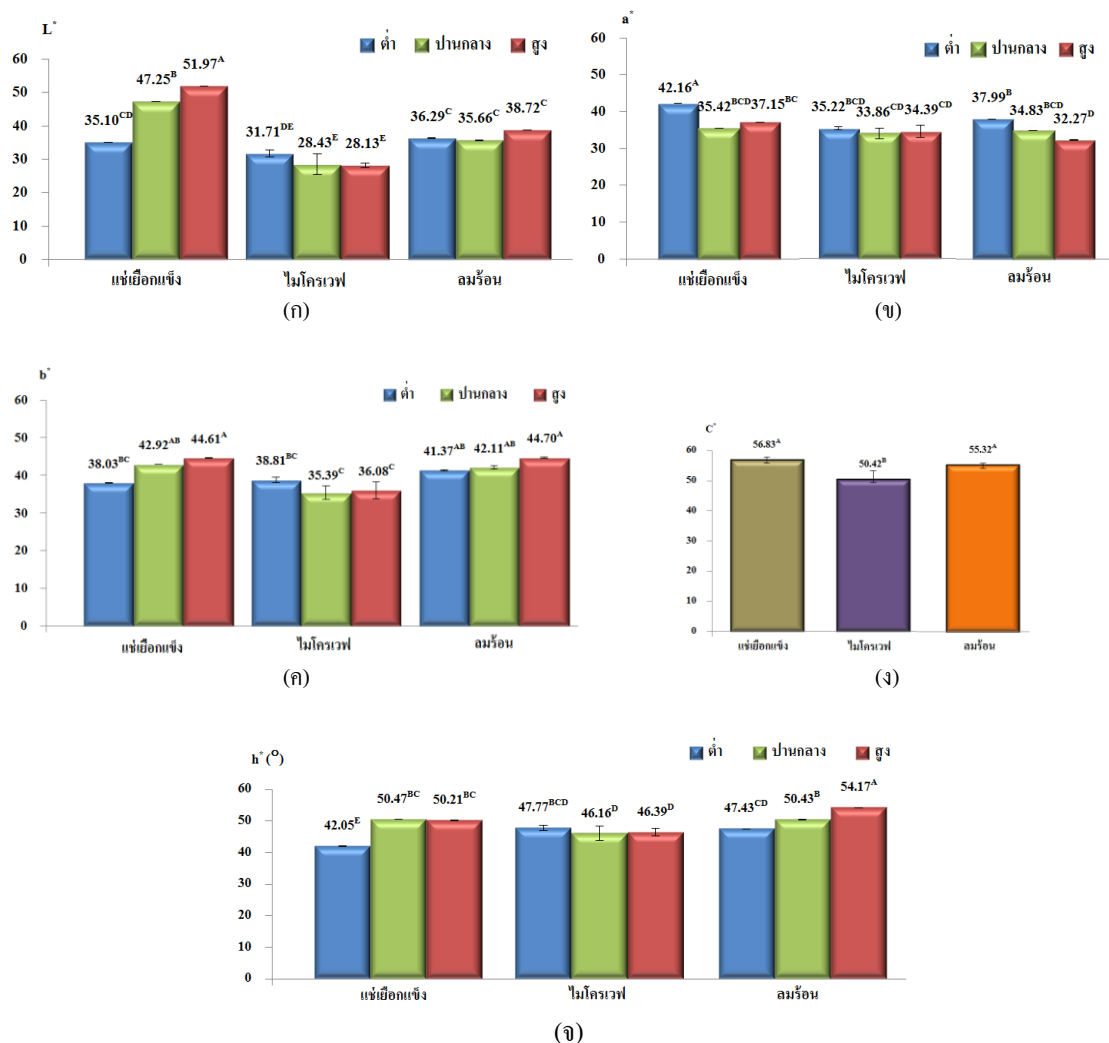
ทำแห้งแบบลมร้อนที่สภาวะสูง (การทำแห้งที่อุณหภูมิเท่ากับ 80 องศาเซลเซียส นาน 420 นาที) อย่างมีนัยสำคัญ ($p < 0.05$) โดยการทำแห้งแบบลมร้อนที่สภาวะสูง (การทำแห้งที่อุณหภูมิ 80 องศาเซลเซียส นาน 420 นาที) พบว่าปริมาณความชื้นของผงเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวแบบไมโครเวฟที่สภาวะสูง (การทำแห้งที่ กำลังไฟไมโครเวฟเท่ากับ 640 วัตต์ นาน 11 นาที) มีปริมาณความชื้นมากกว่าการทำแห้งแบบลมร้อนที่สภาวะสูง (การทำแห้งที่อุณหภูมิ 80 องศาเซลเซียส นาน 420 นาที) เนื่องจากการทำแห้งแบบไมโครเวฟ คลื่นไมโครเวฟถูกส่งมาที่อาหารในรูปของคลื่นไซน์ ทำให้คลื่นไมโครเวฟสัมผัสกับเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวไม่สม่ำเสมอ ส่งผลให้เชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวเกิดความร้อนไม่สม่ำเสมอ และอาจเนื่องจากการเคลื่อนย้ายเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวไม่สม่ำเสมอในขั้นตอนการขึ้นรูป โดยบริเวณใจกลางของเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวมีความหนาแน่นมากกว่าบริเวณขอบ จึงเกิดความร้อนสูงบริเวณขอบ ในขณะที่เกิดความร้อนต่ำที่บริเวณใจกลางเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าว ดังภาพที่ 1 (ค) ส่วนการทำแห้งแบบลมร้อนที่สภาวะสูง (การทำแห้งที่อุณหภูมิ 80 องศาเซลเซียส นาน 420 นาที) มีปริมาณน้ำอิสระต่ำที่สุด เนื่องจากการทำแห้งแบบลมร้อนที่สภาวะสูงใช้เวลาในการทำแห้งเท่ากับ 420 นาที ซึ่งเป็นระยะเวลาที่นานกว่าการทำแห้งแบบไมโครเวฟซึ่งใช้ระยะเวลาในการทำแห้งเพียง 11 นาที จึงทำให้มีเวลาในการระเหยน้ำอิสระในเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวออกได้มากกว่างานวิจัยของ Chuyen et al. (2017) ศึกษาการทำแห้งเปลือกพืชข้าวแบบลมร้อน พบว่าอุณหภูมิลมร้อนเท่ากับ 60 70 และ 80 องศาเซลเซียส นาน 6 5 และ 4 ชั่วโมง ตามลำดับ ทำให้เปลือกพืชข้าวมีปริมาณน้ำอิสระอยู่ในช่วง 0.53 ถึง 0.40

เชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงที่ทำแห้งด้วยวิธีและสภาวะการทำแห้งที่แตกต่างกันแสดงดังภาพที่ 4 จากภาพที่ 5 (ก) และผลการวิเคราะห์ความแปรปรวนแบบ 2 ทาง (ไม่ได้แสดงผล) พบว่าอิทธิพลร่วมระหว่างวิธีและสภาวะการทำแห้ง มีผลต่อค่า L^* อย่างมีนัยสำคัญ ($p < 0.05$) โดยวิธีการทำแห้งแบบไมโครเวฟทุกสภาวะ (การทำแห้งที่ กำลังไฟไมโครเวฟเท่ากับ 480 วัตต์ นาน 15 นาที 560 วัตต์ นาน 13 นาที และ 640 วัตต์ นาน 11 นาที ตามลำดับ) มีค่า L^* ต่ำที่สุด เนื่องจากการทำแห้งแบบไมโครเวฟเป็นการทำแห้งโดยใช้กำลังไฟไมโครเวฟที่สูง ทำให้บางส่วน ของเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวที่ได้รับอุณหภูมิสูงเกิดปฏิกิริยาการเกิดสีน้ำตาลชนิดที่ไม่เกี่ยวข้องกับเอนไซม์ (Maillard reaction) มากกว่าการทำแห้งวิธีอื่น โดยสอดคล้องกับภาพที่ 1 (ค) และ 4 พบว่าการทำแห้งแบบไมโครเวฟทุกสภาวะมีค่า C^* ต่ำที่สุด ดังแสดงในภาพที่ 5 (ง) โดยงานวิจัยของ Pinthong et al. (2019) ทำแห้งเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวด้วยวิธีที่แตกต่างกัน คือ แบบแช่เยือกแข็ง และแบบลูกกลิ้ง พบว่าการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งทำให้เชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงมีค่า L^* สูงที่สุดเท่ากับ 37.82 เมื่อเปรียบเทียบกับการทำแห้งแบบลูกกลิ้ง (อุณหภูมิลูกกลิ้งเท่ากับ 80 องศาเซลเซียส) ที่มีค่า L^* เท่ากับ 35.06 จากภาพที่ 5 (ข) และผลการวิเคราะห์ความแปรปรวนแบบ 2 ทาง (ไม่ได้แสดงผล) พบว่าอิทธิพลร่วมของวิธีและสภาวะการทำแห้งส่งผลต่อค่า a^* อย่างมีนัยสำคัญ ($p < 0.05$) จากภาพที่ 4 และ 5 (ข) พบว่าวิธีการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะต่ำ (การทำแห้งที่อุณหภูมิขึ้นที่สอง 40 องศาเซลเซียส นาน 120 นาที) มีค่า a^* สูงที่สุดและมีค่าใกล้เคียงกับเชื้อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสดที่มีค่า a^* เท่ากับ 42.65 โดยการทำแห้งแบบ



ภาพที่ 4 เชื้อหุ้มเมล็ดพริกขี้หนูที่ทำแห้งด้วยวิธีและสภาวะการทำแห้งที่ต่างกัน

แช่เยือกแข็งที่สภาวะต่ำทำให้ปริมาณไลโคปีนคงเหลืออยู่มาก (ภาพที่ 6 (ข)) ซึ่งไลโคปีนจะเสถียรภาพที่อุณหภูมิมากกว่า 63 องศาเซลเซียสโดยมีความร้อนและแสงเป็นตัวเร่งปฏิกิริยา (Saini et al., 2019) ส่วนการทำแห้งแบบลมร้อนที่สภาวะสูง (การทำแห้งที่อุณหภูมิ 80 องศาเซลเซียส นาน 420 นาที) มีค่า a^* เท่ากับ 32.27 ซึ่งมีค่าต่างจากค่า a^* ของเชื้อหุ้มเมล็ดพริกขี้หนูสดมากที่สุด (a^* ของเชื้อหุ้มเมล็ดพริกขี้หนูสดเท่ากับ 42.65) เนื่องจากวิธีการทำแห้งแบบตูบลมร้อนที่สภาวะสูงใช้อุณหภูมิในการทำแห้งสูงเท่ากับ 80 องศาเซลเซียส นาน 420 นาที จึงทำให้เกิดการสูญเสียไลโคปีนสูง ดังภาพที่ 6 (ข) ซึ่งไลโคปีนเป็นรงควัตถุ (Pigment) ในเชื้อหุ้มเมล็ดพริกขี้หนูที่มีสีแดงไม่มีเสถียรภาพต่ออุณหภูมิที่สูงกว่า 63 องศาเซลเซียส (Saini et al., 2019) ค่าความเป็นสีแดงจึงลดลง ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Pinthong et al. (2019) ทำแห้งเชื้อหุ้มเมล็ดพริกขี้หนูด้วยวิธีที่ต่างกัน คือ แบบแช่เยือกแข็ง ลูกกลิ้งที่มีอุณหภูมิลูกกลิ้งเท่ากับ 80 องศาเซลเซียส พบว่าการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็ง ทำให้เชื้อหุ้มเมล็ดพริกขี้หนูมีค่า a^* เท่ากับ 23.90 ซึ่งสูงกว่าการทำแห้งแบบลูกกลิ้งที่มีค่า a^* เท่ากับ 19.22 จากภาพที่ 5 (ค) และผลการวิเคราะห์ความแปรปรวนแบบ 2 ทาง (ไม่ได้แสดงผล) พบว่าอิทธิพลร่วมของวิธีและสภาวะการทำแห้งส่งผลต่อค่า b^* อย่างมีนัยสำคัญ ($p < 0.05$) พบว่าวิธีการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะปานกลางและสูง (การทำแห้งที่อุณหภูมิ



หมายเหตุ ^{A,B,C,...} ค่าเฉลี่ยของข้อมูลในกราฟแท่งแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ ($p < 0.05$)

การทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะต่ำ ปานกลาง และสูง หมายถึง การทำแห้งที่อุณหภูมิขึ้นที่สองเท่ากับ 40 50 และ 60 องศาเซลเซียส นาน 120 นาที ตามลำดับ

การทำแห้งแบบไมโครเวฟที่สภาวะต่ำ ปานกลาง และสูง หมายถึง การทำแห้งที่กำลังไฟไมโครเวฟเท่ากับ 480 วัตต์ นาน 15 นาที 560 วัตต์ นาน 13 นาที และ 640 วัตต์ นาน 11 นาที ตามลำดับ

การทำแห้งแบบลมร้อนที่สภาวะต่ำ ปานกลาง และสูง หมายถึง การทำแห้งที่อุณหภูมิเท่ากับ 60 องศาเซลเซียส นาน 540 นาที 70 องศาเซลเซียส นาน 480 นาที และ 80 องศาเซลเซียส นาน 420 นาที ตามลำดับ

ภาพที่ 5 ค่า L* (ก) a* (ข) b* (ค) C* (ง) และ h* (จ) ของเยื่อหุ้มเมล็ดพริกขี้หนูที่ทำแห้งด้วยวิธีและสภาวะการทำแห้งที่แตกต่างกัน

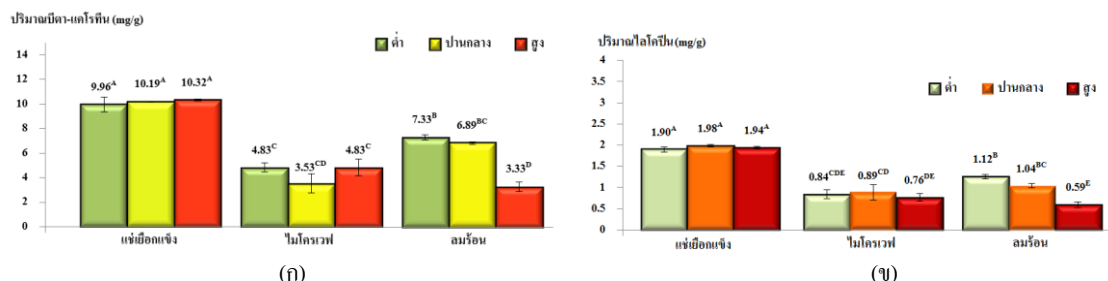
ชั้นที่สองเท่ากับ 50 และ 60 องศาเซลเซียส นาน 120 นาที) มีค่า b^* ไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ ($p \geq 0.05$) และมีแนวโน้มมากกว่าการทำแห้งแบบไมโครเวฟทุกสภาวะ (การทำแห้งที่กำลังไฟไมโครเวฟเท่ากับ 480 วัตต์ นาน 15 นาที 560 วัตต์ นาน 13 นาที และ 640 วัตต์ นาน 11 นาที ตามลำดับ) เนื่องมาจากการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะปานกลางและสูงเป็นการทำแห้งในขณะที่เยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวมีอุณหภูมิต่ำ ใช้อุณหภูมิและความดันในการทำแห้งต่ำ ดังนั้นเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวจึงสัมผัสกับความร้อนและออกซิเจนในอากาศได้น้อยกว่าเมื่อเทียบกับการทำแห้งแบบไมโครเวฟ และจากภาพที่ 6 (ก) พบว่าการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งทุกสภาวะมีปริมาณบีตา-แคโรทีนสูงที่สุด ซึ่งบีตา-แคโรทีนเป็นรงควัตถุที่มีสีเหลืองส้ม จึงทำให้เยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงมีค่า b^* สูงที่สุด ส่วนการทำแห้งแบบลมร้อนทุกสภาวะเป็นการทำแห้งที่ใช้อุณหภูมิที่สูงและระยะเวลาในการทำแห้งนาน ซึ่งทำให้เกิดปฏิกิริยาการเกิดสีน้ำตาลชนิดที่ไม่เกี่ยวข้องกับเอนไซม์ ที่เกิดขึ้นเนื่องจากกรดอะมิโน (Amino acids) และน้ำตาลรีดิวซ์ (Reducing sugar) ที่อยู่ในเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าว โดยมีความร้อนเป็นตัวเร่งปฏิกิริยา ได้สารประกอบสีน้ำตาลที่เรียกว่าเมลานอยดิน (Melanoidins) และปฏิกิริยาการเกิดสีน้ำตาลแบบไซเอนไซม์ โดยปฏิกิริยาการเกิดสีน้ำตาลแบบไซเอนไซม์เกิดจากสารประกอบฟีนอลิกที่มีอยู่ในผลพืชข้าวถูกออกซิไดซ์ในสภาวะที่มีออกซิเจนโดยเอนไซม์โพลีฟีนอลออกซิเดสได้สารประกอบโมโนฟีนอล (ไม่มีสี) และถูกออกซิไดซ์เป็นไดฟีนอล (ไม่มีสี) ซึ่งจะถูกออกซิไดซ์ต่อเป็นออโร-ควิโนน แล้วเกิดพอลิเมอร์ไรเซชัน (Polymerization) กับกรดอะมิโน หรือโปรตีน ส่งผลให้เกิดโมเลกุลขนาดใหญ่ที่เรียกว่าเมลานอยดินซึ่งมีสีน้ำตาล ดังนั้นผงพืชข้าวจึงมีค่าความเป็นสีเหลืองสูงที่สุด จึงทำให้เยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงมีค่า b^* สูงที่สุด ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Tanongkankit et al. (2016) พบว่าการทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวด้วยลมร้อนที่อุณหภูมิ 60 70 และ 80 องศาเซลเซียส เป็นเวลา 330 300 และ 270 นาที ตามลำดับ ค่า b^* นั้นไม่แตกต่างกันซึ่งมีค่าเท่ากับ 22.4 และการทำแห้งแบบไมโครเวฟทุกสภาวะมีค่า b^* ต่ำที่สุด เนื่องจากการทำแห้งแบบไมโครเวฟนั้นมีอัตราเร็วในการให้ความร้อนสูง และเป็นการให้ความร้อนโดยตรงจึงทำให้บีตา-แคโรทีนในเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวเกิดการสูญเสียอย่างมาก ซึ่งบีตา-แคโรทีนเป็นรงควัตถุในเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวที่ทำให้มีสีเหลืองส้มค่า b^* จึงต่ำที่สุด (Park et al., 2016) จากภาพที่ 5 (ง) และผลการวิเคราะห์ความแปรปรวนแบบ 2 ทาง (ไม่ได้แสดงผล) พบว่าอิทธิพลร่วมของวิธีและสภาวะการทำแห้งไม่ส่งผลต่อค่า C^* อย่างมีนัยสำคัญ ($p \geq 0.05$) โดยวิธีการทำแห้งเพียงอย่างเดียวส่งผลต่อค่า C^* พบว่าวิธีการทำแห้งแบบไมโครเวฟทำให้ผงเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวมีค่า C^* ต่ำที่สุด เนื่องจากการทำแห้งแบบไมโครเวฟนั้นมีอัตราเร็วในการให้ความร้อนสูง และเป็นการให้ความร้อนโดยตรงจึงทำให้เยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวเกิดการสูญเสียบีตา-แคโรทีน และไลโคปีนเนื่องจากการเกิดปฏิกิริยาออกซิเดชัน และปฏิกิริยาการเกิดสีน้ำตาลชนิดที่ไม่เกี่ยวข้องกับเอนไซม์มากกว่าเมื่อเทียบกับการทำแห้งวิธีอื่น จากภาพที่ 5 (จ) และผลการวิเคราะห์ความแปรปรวนแบบ 2 ทาง (ไม่ได้แสดงผล) พบว่าอิทธิพลร่วมของวิธีการทำแห้งและสภาวะส่งผลต่อค่า h^* อย่างมีนัยสำคัญ ($p < 0.05$) พบว่าวิธีการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะต่ำ (การทำแห้งที่อุณหภูมิชั้นที่สอง 40 องศาเซลเซียส นาน 120 นาที) มีค่า h^* ต่ำที่สุด เท่ากับ 42.05° และมีค่าใกล้เคียงกับเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสดที่มี h^* เท่ากับ 42.43° บ่งบอกถึงค่าสีที่เข้าใกล้กับสีแดงและสอดคล้องกับการสังเกตด้วยตาพบว่า

เยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงที่ทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะต่ำมีเอนไซม์สูงมากที่สุด และใกล้เคียงกับเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงสด ดังภาพที่ 4 เนื่องจากปริมาณแคโรทีนอยด์โดยเฉพาะไลโคปีนในผงเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงเท่ากับ 1.90 mg/g ซึ่งมีปริมาณที่สูงที่สุด ดังภาพที่ 6 (ข) เมื่อเทียบกับการทำแห้งด้วยวิธีอื่น ซึ่งผลที่ได้สอดคล้องกับงานวิจัยของ Dang et al. (2014) พบว่าผงเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงที่ทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งมี h^* ต่ำกว่า (ใกล้เคียงกับค่า h^* อยู่ในช่วง 0° ถึง 90°) และปริมาณไลโคปีนสูงกว่าการทำแห้งแบบลมร้อน โดยผงเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงที่ทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งมีค่า h^* เท่ากับ 27.3° และปริมาณไลโคปีนเท่ากับ 5.43 mg/g และเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงที่ทำแห้งแบบลมร้อนมีค่า h^* เท่ากับ 40.1° และปริมาณไลโคปีนเท่ากับ 3.65 mg/g

จากภาพที่ 6 (ก) และผลการวิเคราะห์ความแปรปรวนแบบ 2 ทาง (ไม่ได้แสดงผล) พบว่าอิทธิพลร่วมระหว่างวิธีการทำแห้งและสภาวะส่งผลต่อปริมาณบิตา-แคโรทีน เยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงสดมีปริมาณบิตา-แคโรทีนเท่ากับ 31.63 mg/g FW พบว่าเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงจากการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งทุกสภาวะ (การทำแห้งที่อุณหภูมิขึ้นที่ 40 50 และ 60 องศาเซลเซียส นาน 120 นาที) มีปริมาณบิตา-แคโรทีนไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ ($p \geq 0.05$) เฉลี่ยเท่ากับ 10.16 mg/g การทำแห้งแบบลมร้อนที่สภาวะต่ำและปานกลาง (การทำแห้งที่อุณหภูมิ 60 องศาเซลเซียส นาน 540 นาที และ 70 องศาเซลเซียส นาน 480 นาที) ทำให้เยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงมีปริมาณบิตา-แคโรทีนไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ ($p \geq 0.05$) โดยมีปริมาณบิตา-แคโรทีนเฉลี่ยเท่ากับ 7.11 mg/g ส่วนการทำแห้งแบบไมโครเวฟทุกสภาวะ (การทำแห้งที่กำลังไฟไมโครเวฟ 480 วัตต์ นาน 15 นาที 560 วัตต์ นาน 13 นาที และ 640 วัตต์ นาน 11 นาที) และแบบลมร้อนที่สภาวะสูง (การทำแห้งที่อุณหภูมิ 80 องศาเซลเซียส นาน 420 นาที) ทำให้เยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงมีปริมาณบิตา-แคโรทีนไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ ($p \geq 0.05$) โดยมีปริมาณบิตา-แคโรทีนเฉลี่ยเท่ากับ 4.13 mg/g เมื่อเปรียบเทียบปริมาณบิตา-แคโรทีนในเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงสด พบว่าการทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงแบบแช่เยือกแข็งทุกสภาวะสามารถรักษารักษาปริมาณบิตา-แคโรทีนได้มากที่สุด โดยมีปริมาณบิตา-แคโรทีนคงเหลือเฉลี่ยเท่ากับ ร้อยละ 32.12 เนื่องจากการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งเป็นการทำแห้งในขณะที่เยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงมีอุณหภูมิต่ำ ใช้เวลานาน และความดันในการทำแห้งต่ำ จึงสามารถลดการเกิดปฏิกิริยาออกซิเดชัน ทำให้มีปริมาณบิตา-แคโรทีนคงเหลืออยู่สูง (Tran et al., 2008) ซึ่งผลที่ได้สอดคล้องกับงานวิจัยของ Tran (2007) ที่อบแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงสดที่มีบิตา-แคโรทีนเริ่มต้นเท่ากับ 0.28 mg/g FW เมื่อทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่อุณหภูมิขึ้นที่ 20 องศาเซลเซียส และแบบลมร้อนที่อุณหภูมิเท่ากับ 60 องศาเซลเซียส มีบิตา-แคโรทีนคงเหลือเท่ากับ 0.28 และ 0.26 mg/g ตามลำดับ โดยการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งสามารถรักษารักษาปริมาณบิตา-แคโรทีนได้มากกว่าการทำแห้งแบบลมร้อน การสูญเสียของบิตา-แคโรทีน เกิดขึ้นเมื่อบิตา-แคโรทีนสัมผัสกับออกซิเจน โดยมีความร้อนและแสงเป็นตัวเร่งปฏิกิริยา และเมื่ออุณหภูมิในการทำแห้งเพิ่มสูงขึ้นทำให้ปริมาณบิตา-แคโรทีนมีปริมาณต่ำลง ซึ่งอาจมีสาเหตุเนื่องจากการสูญเสียของบิตา-แคโรทีนในเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงเกิดขึ้นเนื่องจากเอนไซม์ไลพอกซิจีเนส ซึ่งเป็นเอนไซม์ที่อยู่ตามธรรมชาติในผักผลไม้ โดยจะออกซิไดซ์บิตา-แคโรทีน ซึ่งจะเปลี่ยนบิตา-แคโรทีน ให้อยู่ในรูปของสารประกอบอื่นที่ไม่มีฤทธิ์ต้านอนุมูลอิสระ (Baysal &

Demirdoven, 2004) โดยเอนไซม์ไลพอกซีจีเนสทำงานได้ดีที่อุณหภูมิ 40 องศาเซลเซียส และเกิดการเสียสภาพโปรตีน (Denaturation) ที่อุณหภูมิ 70 องศาเซลเซียส (Anthon & Barrett, 2003) ซึ่งผลที่ได้สอดคล้องกับงานวิจัยของ Tanongkankit et al. (2016) พบว่าการทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวแบบลมร้อนที่อุณหภูมิ 60 70 และ 80 องศาเซลเซียส เป็นเวลา 330 300 และ 270 นาที ตามลำดับ จนกระทั่งความชื้นสุดท้ายต่ำกว่าร้อยละ 10 งานแห้งพบว่าปริมาณบีตา-แคโรทีนลดลงจาก 170.52 mg/100g เป็น 158.21 และ 126.77 mg/100g ตามลำดับ เมื่ออุณหภูมิลมร้อนเพิ่มขึ้นจาก 60 องศาเซลเซียส เป็น 70 และ 80 องศาเซลเซียส และ Kha et al. (2013) ทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวด้วยไมโครเวฟ พบว่าเมื่อเพิ่มกำลังไฟไมโครเวฟจาก 495 วัตต์ นาน 95 นาที เป็น 630 วัตต์ นาน 60 นาที และ 900 วัตต์ นาน 45 นาที พบว่าเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงมีปริมาณบีตา-แคโรทีน ลดลงจาก 135 เป็น 134 และ 59 mg/100 mL ตามลำดับ และการทำแห้งแบบลมร้อนที่สภาวะสูง (การทำแห้งที่อุณหภูมิ 80 องศาเซลเซียส นาน 420 นาที) ทำให้ปริมาณบีตา-แคโรทีนคงเหลือน้อยที่สุด เนื่องจากการทำแห้งที่ใช้อุณหภูมิสูงที่สุด และระยะเวลาในการทำแห้งนาน ทำให้บีตา-แคโรทีนเกิดการสูญเสียมากที่สุด ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Tran et al. (2008) ที่รายงานว่า อุณหภูมิของการทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวแบบลมร้อนส่งผลต่อการสูญเสียบีตา-แคโรทีน ซึ่งการทำแห้งที่อุณหภูมิต่ำจะช่วยลดการสูญเสียบีตา-แคโรทีน โดยพบว่าเมื่อเพิ่มอุณหภูมิการทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวจากอุณหภูมิเท่ากับ 55 องศาเซลเซียส เป็น 60 องศาเซลเซียส พบว่าปริมาณบีตา-แคโรทีนลดลงจาก 0.38 เป็น 0.26 mg/g หรือลดลงร้อยละ 32

จากภาพที่ 6 (ข) และผลการวิเคราะห์ความแปรปรวนแบบ 2 ทาง (ไม่ได้แสดงผล) พบว่าผลของอิทธิพลร่วมระหว่างวิธีการทำแห้งและสภาวะส่งผลต่อปริมาณไลโคปีนอย่างมีนัยสำคัญ ($p < 0.05$) เยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสดมีปริมาณไลโคปีนเท่ากับ 4.33 mg/g FW พบว่าเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงจากการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งทุกสภาวะ (การทำแห้งที่อุณหภูมิขึ้นที่สอง 40 50 และ 60 องศาเซลเซียส นาน 120 นาที) ซึ่งมีปริมาณไลโคปีนไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ ($p \geq 0.05$) เฉลี่ยเท่ากับ 1.94 mg/g การทำแห้งแบบลมร้อนที่สภาวะต่ำและปานกลาง (การทำแห้งที่อุณหภูมิ 60 องศาเซลเซียส นาน 540 นาที และ 70 องศาเซลเซียส นาน 480 นาที) ทำให้เยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงมีปริมาณไลโคปีนไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ ($p \geq 0.05$) โดยมีปริมาณไลโคปีนเฉลี่ยเท่ากับ 1.15 mg/g ส่วนการทำแห้งแบบไมโครเวฟทุกสภาวะ (การทำแห้งที่กำลังไฟไมโครเวฟ 480 วัตต์ นาน 15 นาที 560 วัตต์ นาน 13 นาที และ 640 วัตต์ นาน 11 นาที) และแบบลมร้อนที่สภาวะสูง (อุณหภูมิ 80 องศาเซลเซียส นาน 420 นาที) ทำให้เยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวผงมีปริมาณไลโคปีนไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ ($p \geq 0.05$) โดยมีปริมาณไลโคปีนเฉลี่ยเท่ากับ 0.77 mg/g เมื่อเปรียบเทียบปริมาณไลโคปีนในเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสด พบว่าการทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวแบบแช่เยือกแข็งทุกสภาวะสามารถรักษามูลค่าไลโคปีนได้ดีที่สุด โดยมีปริมาณไลโคปีนคงเหลือเฉลี่ยเท่ากับร้อยละ 44.80 เนื่องจากการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งเป็นการทำแห้งในขณะที่อาหารมีอุณหภูมิต่ำ ใช้อุณหภูมิและความดันในการทำแห้งต่ำซึ่งสามารถลดการเกิดปฏิกิริยาออกซิเดชันที่ทำให้เกิดการสูญเสียของไลโคปีนในผงเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าว (Tran et al., 2008) ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Tran (2007) ที่ทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดพืชข้าวสด



หมายเหตุ ^{A,B,C,...} ค่าเฉลี่ยของข้อมูลในกราฟแท่งแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ ($p < 0.05$)

การทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะต่ำ ปานกลาง และสูง หมายถึง การทำแห้งที่อุณหภูมิชื้นที่สองเท่ากับ 40 50 และ 60 องศาเซลเซียส นาน 120 นาที ตามลำดับ

การทำแห้งแบบไมโครเวฟที่สภาวะต่ำ ปานกลาง และสูง หมายถึง การทำแห้งที่กำลังไฟไมโครเวฟเท่ากับ 480 วัตต์ นาน 15 นาที 560 วัตต์ นาน 13 นาที และ 640 วัตต์ นาน 11 นาที ตามลำดับ

การทำแห้งแบบลมร้อนที่สภาวะต่ำ ปานกลาง และสูง หมายถึง การทำแห้งที่อุณหภูมิเท่ากับ 60 องศาเซลเซียส นาน 540 นาที 70 องศาเซลเซียส นาน 480 นาที และ 80 องศาเซลเซียส นาน 420 นาที ตามลำดับ

ภาพที่ 6 ปริมาณบิตา-แคโรทีน (ก) และไลโคปีน (ข) ของเยื่อหุ้มเมล็ดผักขาวที่ทำแห้งด้วยวิธีและสภาวะการทำแห้งที่แตกต่างกัน

ที่มีไลโคปีนเริ่มต้นเท่ากับ 6.07 mg/g FW เมื่อทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่อุณหภูมิชื้นที่สองเท่ากับ 20 องศาเซลเซียส และแบบลมร้อนที่อุณหภูมิเท่ากับ 60 องศาเซลเซียส มีไลโคปีนคงเหลือเท่ากับ 7.30 และ 4.56 mg/g โดยการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งสามารถรักษาปริมาณไลโคปีนได้ดีกว่าการทำแห้งแบบลมร้อน เมื่ออุณหภูมิในการทำแห้งเพิ่มสูงขึ้นทำให้ปริมาณไลโคปีนมีค่าต่ำลง ซึ่งอาจมีสาเหตุเนื่องจากการสลายตัวของไลโคปีนในเยื่อหุ้มเมล็ดผักขาวเกิดขึ้นเนื่องจากเอนไซม์ไลพอกซิจีเนสซึ่งเป็นเอนไซม์ที่อยู่ตามธรรมชาติในผัก และผลไม้ โดยจะออกซิไดซ์ไลโคปีนเป็นสารประกอบอื่นที่ไม่มีฤทธิ์ต้านอนุมูลอิสระ (Baysal & Demirdoven, 2004) โดยเอนไซม์ไลพอกซิจีเนสนี้ทำงานได้ดีที่อุณหภูมิ 40 องศาเซลเซียส และเกิดการเสียสภาพโปรตีน (Denaturation) ที่อุณหภูมิ 70 องศาเซลเซียส (Anthon & Barrett, 2003) ซึ่งผลที่ได้สอดคล้องกับงานวิจัยของ Tanongkankit et al. (2016) พบว่าการทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดผักขาวแบบลมร้อนที่อุณหภูมิ 60 70 และ 80 องศาเซลเซียส เป็นเวลา 330 300 และ 270 นาที ตามลำดับ จนกระทั่งความชื้นสุดท้ายต่ำกว่าร้อยละ 10 ฐานแห้ง พบว่ามีปริมาณไลโคปีนลดลงจาก 193.80 mg/100g เป็น 168.33 และ 134.50 mg/100g ตามลำดับ และ Kha et al. (2013) พบว่าเมื่อเพิ่มกำลังไฟไมโครเวฟในการทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดผักขาว จาก 495 วัตต์ นาน 95 นาที เป็น 630 วัตต์ นาน 60 นาที และ 900 วัตต์ นาน 45 นาที ทำให้เยื่อหุ้มเมล็ดผักขาวมีปริมาณไลโคปีนลดลงจาก 287 mg/100 mL เป็น 293 และ 180 mg/100 mL ตามลำดับ จากภาพที่ 6 (ข) พบว่าการทำแห้งเยื่อหุ้มเมล็ดผักขาวแบบลมร้อนที่สภาวะสูง (การทำแห้งที่อุณหภูมิ

80 องศาเซลเซียส นาน 420 นาที) ทำให้ปริมาณไลโคปีนคงเหลือต่ำที่สุด เนื่องจากการทำแห้งที่ใช้อุณหภูมิสูงที่สุดและระยะเวลานาน ทำให้เกิดปฏิกิริยาออกซิเดชัน ส่งผลให้ไลโคปีนเกิดการสูญเสียอย่างมาก ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Shi et al. (1999) พบว่ามะเขือเทศที่ทำแห้งด้วยลมร้อนที่อุณหภูมิเท่ากับ 55 องศาเซลเซียส มีปริมาณไลโคปีนคงเหลือเท่ากับ 0.08 mg/g ซึ่งมีปริมาณมากกว่าการทำแห้งที่อุณหภูมิ 95 องศาเซลเซียส (ปริมาณไลโคปีนคงเหลือเท่ากับ 0.07 mg/g)

สภาวะการทำแห้งเห็ดหุ้มเมล็ดผักข่าที่เหมาะสม คือ การทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะปานกลาง และสูง (การทำแห้งที่อุณหภูมิชั้นที่สอง 50 องศาเซลเซียส และ 60 องศาเซลเซียส เป็นเวลา 120 นาที) โดยมีปริมาณผลผลิตสูงที่สุดเท่ากับร้อยละ 21.46±1.30 และ 20.03±1.06 มีปริมาณบีตา-แคโรทีนคงเหลือสูงที่สุดเท่ากับ 10.19±0.02 และ 10.32±0.08 mg/g และปริมาณไลโคปีนคงเหลือสูงที่สุดเท่ากับ 1.98±0.03 mg/g และ 1.94±0.03 mg/g ตามลำดับ โดยการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะปานกลางใช้ต้นทุนการผลิตต่ำกว่าการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะสูง เนื่องจากทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะปานกลางใช้อุณหภูมิในการทำแห้งต่ำกว่า จึงใช้พลังงานความร้อนต่ำกว่าการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะสูง ดังนั้นการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะปานกลางเป็นวิธีและสภาวะการทำแห้งที่เหมาะสมในการทำแห้งเห็ดหุ้มเมล็ดผักข่า

สรุปผลการทดลอง

วิธีและสภาวะที่เหมาะสมในการผลิตเห็ดหุ้มเมล็ดผักข่าที่ทำให้ได้ปริมาณผลผลิต บีตา-แคโรทีน ไลโคปีนสูงที่สุด และต้นทุนการผลิตต่ำที่สุด คือ การทำแห้งแบบแช่เยือกแข็ง ที่สภาวะปานกลางและสูง (การทำแห้งที่อุณหภูมิชั้นที่สอง 50 และ 60 องศาเซลเซียส นาน 120 นาที) โดยการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะปานกลาง (การทำแห้งที่อุณหภูมิชั้นที่สอง 50 องศาเซลเซียส นาน 120 นาที) ใช้พลังงานความร้อนในการทำแห้งชั้นที่สองน้อยกว่าจึงมีต้นทุนการผลิตต่ำกว่าการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะสูง (การทำแห้งที่อุณหภูมิชั้นที่สอง 60 องศาเซลเซียส นาน 120 นาที) ดังนั้นการทำแห้งแบบแช่เยือกแข็งที่สภาวะปานกลาง เป็นวิธีและสภาวะที่เหมาะสมสำหรับการทำแห้งเห็ดหุ้มเมล็ดผักข่า โดยทำให้ได้ปริมาณผลผลิต ปริมาณบีตา-แคโรทีน และไลโคปีนสูงที่สุดเท่ากับร้อยละ 21.46±1.30 10.19±0.02 mg/g และ 1.98±0.03 mg/g ตามลำดับ โดยมีปริมาณความชื้นร้อยละ 6.31±0.02 โดยน้ำหนักเปียก และปริมาณน้ำอิสระเท่ากับ 0.32±0.00 ค่า L* เท่ากับ 47.25±0.03 a* เท่ากับ 35.42±0.00 b* เท่ากับ 42.92±0.01 C* เท่ากับ 55.68±0.01 และ h* เท่ากับ 50.47±0.00°

กิตติกรรมประกาศ

งานวิจัยนี้ได้รับการสนับสนุนจากทุนวิจัยคณะวิทยาศาสตร์ประยุกต์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ ประจำปี 2565 เลขที่สัญญาวิทยทุน 653090 คณะผู้วิจัยขอขอบคุณแหล่งทุนวิจัยในครั้งนี้

เอกสารอ้างอิง

- Association of Official Analytical Chemists (AOAC). (2000). *Official Methods of Analysis of AOAC International* (17th ed.). Maryland: Association of Official Analytical Chemists.
- Anthon, G. E., & Barrett, D. M. (2003). Thermal inactivation of lipoxygenase and hydroperoxytrienoic acid lyase in tomatoes. *Food Chemistry*, 81(2), 275–279. [https://doi.org/10.1016/S0308-8146\(02\)00424-7](https://doi.org/10.1016/S0308-8146(02)00424-7)
- Aoki, H., Kieu, N. T. M., Kuze, N., Tomikasa, K., & Chuyen, N.V. (2002). Carotenoid Pigments in Gac Fruit (*Momordica cochinchinensis* Spreng). *Bioscience, Biotechnology, Biochemistry*, 66(11), 2479–2482. <https://doi.org/10.1271/bbb.66.2479>
- Baysal, T., & Demirdöven, A. (2007). Lipoxygenase in fruits and vegetables: A review. *Enzyme and Microbial Technology*, 40, 491–496. <https://doi.org/10.1016/j.enzmictec.2006.11.025>
- Chuyen, H. V., Roach, P. D., Golding, J. B., Parks, S. E., & Nguyen, M. H. (2016). Effects of four different drying methods on the carotenoid composition and antioxidant capacity of dried Gac peel. *Journal of the Science of Food and Agriculture*, 97(5), 1656–1662. <https://doi.org/10.1002/jsfa.7918>
- Chuyen, H. V., Roach, P. D., Golding, J. B., Parks, S. E., & Nguyen, M. H. (2017). Effects of pretreatments and air drying temperatures on the carotenoid composition and antioxidant capacity of dried gac peel. *Journal of Food Processing and Preservation*, 41(6), e13226. <https://doi.org/10.1111/jfpp.13226>
- Dang, Y. T., Phan, H. T. & Kha, T. C. (2014). Gac aril powder processing by using microwave drying and its incorporation into the rice porridge product. *Food and Applied Bioscience Journal*, 2(2), 98-114. <https://doi.org/10.14456/fabj.2014.8>
- Fiedor, J., & Burda, K. (2014). Potential Role of Carotenoids as Antioxidants in Human Health and Disease. *Nutrients*, 6, 466-488. <https://doi.org/10.3390/nu6020466>
- Gu, Z., Chen, D., Han, Y., Chen, Z., & Gu, F. (2008). Optimization of carotenoids extraction from *Rhodobacter sphaeroides*. *LWT - Food Science and Technology*, 41(6), 1082-1088. <https://doi.org/10.1016/j.lwt.2007.07.005>
- Kha, T. C., Nguyen, M. H., Roach, P. D., Parks, S. E., & Stathopoulos, C. E. (2013). Gac fruit: Nutrient and phytochemical composition and options for processing. *Food Reviews International*, 29(1), 92-106. <https://doi.org/10.1080/87559129.2012.692141>
- Kubola, J., & Siriamornpun, S. (2011). Phytochemicals and antioxidant activity of different fruit fractions (peel, pulp, aril, and seed) of Thai gac (*Momordica cochinchinensis* Spreng). *Food Chemistry*, 127(3), 1138–1145. <https://doi.org/10.1016/j.foodchem.2011.01.115>

- Nagata, M., & Yamashita, I. (1992). Simple Method for Simultaneous Determination of Chlorophyll and Carotenoids in Tomato Fruit. *Nippon Shokuhin Kogyo Gakkaishi*, 39(10), 925-928.
- Nhung, D. T. T., Bung, P. N., Ha, N. T., & Phong, T. K. (2010). Changes in lycopene and beta carotene contents in aril and oil of gac fruit during storage. *Food Chemistry*, 121(2), 326-331. <https://doi.org/10.1016/j.foodchem.2009.12.032>
- Park, H. J., Lee, Y., & Eun, J.B. (2016). Physicochemical characteristics of kimchi powder manufactured by hot air drying and freeze drying. *Biocatalysis and Agricultural Biotechnology*, 5, 193-198. <https://doi.org/10.1016/j.bcab.2016.02.002>
- Pinthong, S., Judprasong, K., Tangsuphoom, N., Jittinandana, S., & Nakngamanong, Y. (2019). Effect of different drying processes on physical properties and carotenoid content of Gac fruit (*Momordica cochinchinensis* Spreng.). *Journal of Food Science and Agricultural Technology*, 5, 61-70.
- Saini, R. K., Bekhit, A. E. D., Roohinejad, S., Rengasamy, K. R. R., & Keum, Y. S. (2019). Chemical stability of lycopene in processed products: A review of the effects of processing methods and modern preservation strategies. *Journal of Agricultural and Food Chemistry*. 68(3), 712-726. <https://doi.org/10.1021/acs.jafc.9b06669>
- Selvan, V. K., Vijayakumar, A., Kumar K. S., & Singh, G. N. (2011). Lycopene's effects on health and diseases. *A Comprehensive Review of the Literature*, 3(3), 1-13.
- Sharma, G. P., & Suresh, P. (2005). Optimization of process parameters for microwave drying of garlic cloves. *Journal of Food Engineering*, 75, 441-446. <https://doi.org/10.1016/j.jfoodeng.2005.04.029>
- Shi, J., Maguer, M. L., Kakuda, Y., Liptay, A., & Niekamp, F. (1999). Lycopene degradation and isomerization in tomato dehydration. *Food Research International*, 32(1), 15-21. [https://doi.org/10.1016/S0963-9969\(99\)00059-9](https://doi.org/10.1016/S0963-9969(99)00059-9)
- Tanongkankit, Y., Narkprasom, K., & Narkprasom, N. (2016). Effect of Processing on Physical Property and Carotenoid Content in Natural Food Colorant from Gac aril. *Journal of Food Technology, Siam University*, 11(1), 47-56.
- Thai Industrial Standards Institute. (2015). *Thai community products standard: dried fruits and vegetable 136/2015*. Bangkok, Thailand: Thai Industrial Standards Institute, Ministry of Industry. (in Thai)
- Tran, T. H. (2007). *Producing carotenoid-rich powder from Gac fruit* [Master's thesis, University of Western Sydney]. <https://researchdirect.westernsydney.edu.au/islandora/object/uws%3A85/datastream/PDF/view>

- Tran, T. H., Nguyen, M. H., Zabaras, D., & Vu, L. T. T. (2008). Process development of Gac powder by using different enzymes and drying techniques. *Journal of Food Engineering*, 85(3), 359-365. <https://doi.org/10.1016/j.jfoodeng.2007.07.029>
- Vadivambal, R., & Jayas, D. S. (2010). Non-uniform Temperature Distribution During Microwave Heating of Food Materials-A Review. *Food and Bioprocess Technology*, 3(2), 161–171. <https://doi.org/10.1007/s11947-008-0136-0>

Research Article

การปรับปรุงสมบัติทางกายภาพของเส้นใยจากกาบกล้วยโดยใช้สารเคลือบสำหรับงานหัตถกรรม

Improving the physical properties of fibers from banana leaf sheath using coating for handicraft

โสภิตา วิสาลศักดิ์กุล^{1*} และ อรวัลย์ อูปถัมภานนท์²

Sopida Wisansakkul^{1*} and Orawan Oupathumpanont²

¹สาขาวิชาคหกรรมศาสตร์ คณะเทคโนโลยีคหกรรมศาสตร์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลธัญบุรี อำเภอธัญบุรี จังหวัดปทุมธานี 12110 ประเทศไทย

²สาขาวิชาอาหารและโภชนาการ คณะเทคโนโลยีคหกรรมศาสตร์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลธัญบุรี อำเภอธัญบุรี จังหวัดปทุมธานี 12110 ประเทศไทย

¹Program in Home Economics, Faculty of Home Economics Technology, Rajamangala University of Technology Thanyaburi, Thanyaburi, Pathum Thani 12110, Thailand

²Program in Food and Nutrition, Faculty of Home Economics Technology, Rajamangala University of Technology Thanyaburi, Thanyaburi, Pathum Thani 12110, Thailand

*E-mail: sopida_w@rmutt.ac.th

Received: 11/01/2021; Revised: 28/02/2021; Accepted: 04/03/2021

บทคัดย่อ

การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาสายพันธุ์กล้วยและปริมาณสารเคลือบที่เหมาะสมในการเคลือบเส้นใยจากกาบกล้วยสำหรับใช้ในงานหัตถกรรม โดยปัจจัยที่ทำการศึกษา ประกอบด้วย สายพันธุ์ของต้นกล้วยแปรเป็น 2 สายพันธุ์ คือ กล้วยหอมทองและกล้วยน้ำว้า ศึกษาปริมาณของไมโครเว็กซ์ แปรเป็น 3 ระดับ คือ ร้อยละ 0, 50 และ 100 ของน้ำหนักพาราฟินแว็กซ์ ทำการวางแผนการทดลองแบบ Factorial in CRD จะได้ทั้งหมด 6 ตัวอย่าง ทำการคัดเลือกตัวอย่างที่มีความเหมาะสม โดยการศึกษาลักษณะพื้นผิวด้วยกล้องจุลทรรศน์อิเล็กตรอนแบบส่องกราด ค่าสี ค่าแรงดึงสูงสุด และค่าความชื้น ผลการวิจัย พบว่า เส้นใยจากกาบกล้วยน้ำว้าที่เคลือบไมโครเว็กซ์ ร้อยละ 100 ของน้ำหนักพาราฟินแว็กซ์ มีความเหมาะสมในการนำไปใช้ในงานหัตถกรรม ผลิตภัณฑ์ที่ได้มีสีเหลือง

อ่อนมีค่าความสว่าง (L^*) เท่ากับ 63.92 ค่า (a^*) เท่ากับ 0.08 และค่า (b^*) เท่ากับ -3.61 มีค่าความต้านทานแรงดึงสูงสุด เท่ากับ 100.73 นิวตัน ค่าร้อยละของการยืดตัว เท่ากับ 8.33 และมีค่าร้อยละความชื้น เท่ากับ 4.98 โดยลักษณะของเส้นใยที่ผ่านการเคลือบจะเรียบเนียนสม่ำเสมอตลอดทั้งเส้น

คำสำคัญ: เส้นใยจากกาบกล้วย, งานหัตถกรรม, สารเคลือบ

Abstract

This research aimed to study banana strains and determined the suitable amounts of coatings in fiber coating from banana leaf sheath for use in handicrafts. The studied factors were two species of banana trees namely Gros Michel Banana and Cultivated banana. The amount of micro wax was studied in three levels which were 0%, 50%, and 100% of paraffin wax weight. The test plan was Factorial in CRD, which resulted in a total of 6 samples. The research was to select suitable sample by scanning the surface characteristics with a scanning electron microscope and studying the color, maximum tensile force, and moisture content. The research results were found that fiber from banana sheath that was coated with micro wax, 100% weight of paraffin wax was suitable for use in handicrafts. The product was light yellow, had a brightness value (L^*) of 63.92 (a^*) of 0.08 and (b^*) of -3.61, a maximum tensile strength value of 100.73 N, an elongation of 8.33%, and a moisture content of 4.98%. The characteristics of the coated fibers were evenly smooth across the entire strand.

Keywords: Fibers from banana leaf sheath, Handicrafts, Coating

บทนำ

หัตถกรรมเป็นงานฝีมือที่เกิดจากความคิดสร้างสรรค์ของมนุษย์โดยการนำเอาวัสดุธรรมชาติซึ่งส่วนใหญ่จะมีอยู่ในท้องถิ่นมาประดิษฐ์เป็นสิ่งของเครื่องใช้ต่างๆ (Pornchai & Suthiwong, 1986) การผลิตงานหัตถกรรมมีหลายลักษณะ เช่น การทำเครื่องจักสาน การแกะสลัก การทอผ้า การทำเครื่องปั้นดินเผา การปั้นรูปและลวดลายประดับ เป็นต้น ในบรรดาหัตถกรรมต่างๆ เหล่านี้ เครื่องจักสานเป็นหัตถกรรมประเภทที่นิยมผลิตกันเป็นจำนวนมาก และเป็นที่รู้จักกันอย่างกว้างขวางตั้งแต่อดีตจนถึงปัจจุบัน ซึ่งการทำเครื่องจักสานนั้นแสดงให้เห็นถึงภูมิปัญญาของท้องถิ่น (Wiboon, 1993) รวมไปถึงการนำวัสดุเส้นใยพืชไปผ่านกระบวนการถัก ทอ หรือสานเป็นสิ่งของเครื่องใช้ต่าง ๆ มีการพัฒนารูปแบบผลิตภัณฑ์ให้ทันสมัยตามความต้องการของตลาดทั้งในประเทศและต่างประเทศ ส่งผลให้งานหัตถกรรมเส้นใยพืชได้รับความนิยมสูงขึ้น และสร้างรายได้ให้ผู้ผลิตจำนวนมากในแต่ละปี (Songwut, 2009) โดยในปี พ.ศ. 2562 ที่ผ่านมามีผลิตภัณฑ์งานหัตถกรรมของไทยมีมูลค่าการส่งออกสูงถึง 56,527.50 ล้านบาท

มีอัตราการขยายตัวคิดเป็นร้อยละ 1.25 (Saciect, 2019) ซึ่งกรณีดังกล่าวสอดคล้องกับกระแสโลกในปัจจุบันให้ความสำคัญกับการอนุรักษ์และใส่ใจสิ่งแวดล้อมมากขึ้น ทำให้ผลิตภัณฑ์ที่เป็นมิตรกับสิ่งแวดล้อมเป็นผลิตภัณฑ์ที่ได้รับความนิยมและมีศักยภาพสูงด้านการแข่งขันทั้งในและต่างประเทศ (Kittipong et.al., 2019)

เส้นใยกล้วยเป็นหนึ่งในเส้นใยจากพืชที่กำลังได้รับความนิยมในปัจจุบัน เนื่องจากกล้วยนับว่าเป็นพืชเศรษฐกิจของประเทศไทย มีมากมายหลายชนิดหาได้ง่ายในท้องถิ่น โตเร็ว ปลูกง่าย พบทั่วไปทุกภูมิภาคของประเทศไทยมีหลากหลายสายพันธุ์ (Wattana, 2009) รวมไปถึงในพื้นที่จังหวัดปทุมธานีมีการเพาะปลูกกล้วยเป็นพืชเศรษฐกิจอันดับที่ 2 รองจากข้าว โดยส่วนใหญ่จะเป็นการเพาะปลูกกล้วยหอมทอง มีพื้นที่ในการเพาะปลูกมากถึง 17,248 ไร่ และกล้วยนี้ว่ามีพื้นที่เพาะปลูก 11,893 ไร่ ซึ่งต้นกล้วยทั้ง 2 สายพันธุ์จะให้ผลเพียงครั้งเดียวเท่านั้น เมื่อออกผลแล้วจะถูกโค่นลำต้นทิ้ง โดยส่วนของลำต้นมักไม่ได้ถูกนำไปใช้ประโยชน์จึงถูกทิ้งให้เป็นขยะในแปลงปลูก ซึ่งถ้ามีปริมาณมากเกินไปจะถูกเผาทำลายและเป็นการสร้างมลภาวะในอากาศ (Jintana & Poonsook, 2019) แต่เนื่องด้วยต้นกล้วยมีส่วนประกอบสำคัญคือ กาบกล้วย ซึ่งในกาบกล้วยนี้มีเส้นใยที่มีคุณสมบัติที่สำคัญคือ มีความเหนียวและยืดหยุ่นสูง (Sasinut, 2015) กระบวนการผลิตเส้นใยจากกาบกล้วยจะมีขั้นตอนการชุบเอาเนื้อไม้ออกจากกาบกล้วยเพื่อให้เหลือแต่เส้นใย ซึ่งถ้าหากในขั้นตอนการผลิตเส้นใยจากกาบกล้วยทำการชุบเนื้อไม้ไม่หมดหรือในช่วงการตัดส่วนต้นกล้วยแล้วทิ้งไว้นานเกินไปจะทำให้เส้นใยมีสีคล้ำ อีกทั้งหากเส้นใยโดนน้ำหรือมีความชื้นเส้นใยกล้วยที่ได้อาจจะไม่มันวาวและเปื่อยได้ (Phannee et.al., n.d.) เมื่อนำเส้นใยมาใช้ในการสร้างสร้งงานหัตถกรรมจะส่งผลให้ผลิตภัณฑ์เกิดเชื้อราและมีอายุการใช้งานได้น้อยลง และในปัจจุบันได้มีผลิตภัณฑ์เชือกเทียนที่ผลิตขึ้นโดยเส้นใยฝ้ายและเคลือบผิวด้วยไมโครเว็กซ์ทำให้ผลิตภัณฑ์มีความคงทนแข็งแรงสามารถใช้งานได้ยาวนานยิ่งขึ้น

ดังนั้นผู้วิจัยได้เห็นถึงปัญหาในการใช้เส้นใยจากกล้วยที่อาจจะเกิดเชื้อราและมีอายุการใช้งานได้น้อยจึงได้ทำการศึกษาการใช้สารเคลือบในเส้นใยกล้วยให้มีคุณลักษณะพิเศษสามารถยืดอายุการใช้งานได้นานยิ่งขึ้นมีความเหมาะสมในการนำไปใช้งานด้านหัตถกรรม เนื่องจากเส้นใยจากธรรมชาติที่นำมาใช้ในงานหัตถกรรมในปัจจุบันมักจะมีขุยติดอยู่รอบเส้นใย ทำให้เวลานำมาใช้งานข้อมมีฝุ่นผงเกาะติดบนเส้นใย ผู้วิจัยจึงได้ทำการศึกษากระบวนการผลิตเส้นใยจากกาบกล้วยโดยใช้สารเคลือบสำหรับงานหัตถกรรมจากต้นกล้วยจำนวน 2 สายพันธุ์ศึกษาปริมาณไมโครเว็กซ์ที่เหมาะสมในการนำมาเคลือบเส้นใยจากกาบกล้วย และศึกษาสมบัติทางกายภาพของเส้นใยจากกาบกล้วยที่ผ่านการเคลือบสำหรับใช้ในงานหัตถกรรม

วิธีการทดลอง

1. สารเคมีที่ใช้

โซเดียมไฮดรอกไซด์ (กรดวิเคราะห์ (AR) จาก บริษัท ทีทีไนซ์ทีไนซ์ จำกัด) โซเดียมคาร์บอเนต (กรดวิเคราะห์ (AR) จาก บริษัท ทีทีไนซ์ทีไนซ์ จำกัด) คลอรีน (SDIC 60% ตรา Rapchlor จาก บริษัท ทีทีไนซ์ทีไนซ์ จำกัด) ไนโตรเจน (Multiwax W-445 จาก บริษัท สงฆว จำกัด) พาราฟิน (Paraffin Wax 135 จาก บริษัท สงฆว จำกัด) น้ำกลั่น (DI Water จาก หจก.กฤษกรเทคโนโลยี)

2. การเตรียมเส้นใยจากกากกล้วย

ทำการคัดเลือกต้นกล้วยสายพันธุ์กล้วยหอมทองและสายพันธุ์กล้วยน้ำว้าที่มีอายุโดยประมาณ 8-9 เดือน ลำต้นสูง 2-3 เมตร ผ่านการเก็บเกี่ยวผลผลิตแล้ว จาก บริษัท วันบานาน่า จำกัด ตำบลคลองเจ็ด อำเภอลองหลวง จังหวัดปทุมธานี มาทำการคัดเลือกเฉพาะกากกล้วยที่มีลักษณะสีเขียวสด ไม่มีเชื้อราหรือมีกากกล้วย มีเชื้อราหรือเน่าจะทำให้เส้นใยกล้วยมีสีแดงไม่เหมาะแก่การทำเส้นใยจากกากกล้วย โดยมีกระบวนการเตรียมเส้นใยจากกากกล้วย ดังนี้

2.1 นำต้นกล้วยทั้ง 2 สายพันธุ์ มาทำการลอกกากกล้วยออกทีละชั้น แล้วล้างน้ำหรือเช็ดทำความสะอาด เพื่อกำจัดฝุ่นละอองที่ติดอยู่บนผิวกากกล้วยออกให้หมด

2.2 ตัดขอบทั้งสองด้านของกากกล้วยออกข้างละ 2 เซนติเมตร

2.3 ทำการขูดเนื้อเยื่อที่อยู่ภายในกากกล้วยออกให้มีความหนาเหลือเพียง 0.3 เซนติเมตร และล้างเนื้อเยื่อที่ติดอยู่บริเวณกากกล้วยออกให้หมด

2.4 กรีดแยกเส้นใยออกเป็นเส้นเล็กๆ ให้มีความกว้างเส้นละ 3 เซนติเมตร

2.5 นำเส้นใยที่ได้ไปผึ่งในโรงอบที่มีอุณหภูมิระหว่าง 40-60 องศาเซลเซียส จนกระทั่งเส้นใยมีความชื้นเหลือไม่เกินร้อยละ 10

2.6 นำเส้นใยไปต้มสลายไขมันด้วยสารละลายโซเดียมไฮดรอกไซด์ และโซเดียมคาร์บอเนตอย่างละ 1 กรัม ละลายลงในน้ำสะอาดปริมาตร 1,000 มิลลิลิตร/เส้นใยกล้วย 100 กรัม

2.7 ทำการฟอกขาวเส้นใยกล้วยโดยการแช่ในสารละลายคลอรีนที่ความเข้มข้น 0.4 ppm โดยประมาณ 7 ชั่วโมง

2.8 นำเส้นใยจากกากกล้วยที่ผ่านกระบวนการต้มสลายไขมันและฟอกขาวด้วยคลอรีนไปผึ่งลมให้แห้ง จนกระทั่งมีปริมาณความชื้นของเส้นใยคงเหลือร้อยละ 8

2.9 ทำการปั่นเข้าเกลียวเส้นใยจากกากกล้วยที่ได้ ด้วยเครื่องปั่นเส้นใยแบบมือหมุน จะได้เส้นใยจากกากกล้วยสำหรับนำไปใช้ในการศึกษาขั้นต่อไป

ทำการเปรียบเทียบความแตกต่างในการเตรียมเส้นใยจากกากกล้วยทั้ง 2 สายพันธุ์ ด้วยการศึกษาลักษณะที่ปรากฏของกากกล้วยสด วิเคราะห์ข้อมูลทางสถิติ (T-Test) เพื่อหาความแตกต่างที่ได้จากการเตรียมวัตถุดิบ

ประกอบด้วย การศึกษาจำนวนกาบหุ้มลำต้นโดยเฉลี่ย, น้ำหนักของกาบก้วยสดต่อความยาว 1 เมตร, ค่าร้อยละผลผลิต (%yield) และค่าความชื้น พร้อมทั้งศึกษาลักษณะที่ปรากฏของเส้นใยจากกาบก้วยที่ได้หลังกระบวนการเตรียมทั้ง 2 สายพันธุ์

3. การศึกษาสายพันธุ์และปริมาณสารเคลือบที่เหมาะสมในการผลิตเส้นใยจากกาบก้วย

ในการศึกษาสายพันธุ์และปริมาณสารเคลือบที่เหมาะสมในการผลิตเส้นใยจากกาบก้วย ปัจจัยที่ทำการศึกษา คือ สายพันธุ์ของต้นกล้วย โดยแปรเป็น 2 สายพันธุ์ คือ กล้วยหอมทองและกล้วยน้ำว้า ศึกษาปริมาณของไมโครแว็กซ์ (Micro wax) โดยแปรเป็น 3 ระดับ คือ ร้อยละ 0, 50 และ 100 ของน้ำหนักพาราฟินแว็กซ์ (Paraffin wax) ที่นำมาใช้ในการทำละลายสารในน้ำกลั่น ทำการวางแผนการทดลองแบบ Factorial in CRD (Factorial in Completely Randomized Design) จะได้ทั้งหมด 6 ตัวอย่าง แล้วทำการเคลือบเส้นใยจากกาบก้วยตามกระบวนการดังนี้

1) เตรียมไมโครแว็กซ์ร้อยละ 0, 50 และ 100 ผสมลงในสารละลายพาราฟินที่มีความเข้มข้นร้อยละ 1 w/v ต้มที่อุณหภูมิ 100 องศาเซลเซียส จนละลายรวมเป็นเนื้อเดียวกัน

2) นำเส้นใยจากกาบก้วยที่ได้จากกระบวนการเตรียมวัตถุดิบในข้อที่ 2 ใส่ลงไปนึ่งในสารละลายที่ต้มไว้เป็นเวลา 1 นาที เพื่อให้สารละลายเคลือบทั้งเส้นใย

3) นำเส้นใยจากกาบก้วยที่ได้ไปผึ่งลมให้แห้งจนกระทั่งมีความชื้นคงเหลือไม่เกินร้อยละ 8

หลังจากนั้นนำเส้นใยจากกาบก้วยที่ผ่านกระบวนการเคลือบเส้นใยแล้วทั้ง 6 ตัวอย่าง มาทำการคัดเลือกตัวอย่างที่ดีที่สุดเพื่อนำไปใช้ในงานหัตถกรรม โดยทำการวิเคราะห์คุณภาพต่างๆ ดังนี้

3.1 การศึกษาลักษณะพื้นผิว

การศึกษาลักษณะพื้นผิวของเส้นใยจากกาบก้วยทั้ง 6 ตัวอย่าง ด้วยกล้องจุลทรรศน์กำลังขยายสูงแบบ Scanning Electron Microscope (SEM) ยี่ห้อ JEOL รุ่น JSM-6510 ศึกษาสัณฐานและรายละเอียดพื้นผิวของตัวอย่างด้วยระบบ HV (High Vacuum) Mode ใช้กำลังขยาย 35 เท่า โดยการนำเส้นใยจากกาบก้วยที่ผ่านการเคลือบไมโครแว็กซ์มาตัดให้มีความยาวประมาณ 5 มิลลิเมตร มาศึกษาการเกาะตัวของสารเคลือบบริเวณพื้นผิวของเส้นใยจากกาบก้วย

3.2 การวิเคราะห์ค่าสี

ทำการวิเคราะห์ค่าสีของเส้นใยกลมจากกาบก้วยทั้ง 6 สิ่งทดลอง ด้วยเครื่อง Hunter Lab โดยทำการวิเคราะห์ 3 ซ้ำ ทำการวัดค่า L^* a^* b^* โดยกำหนดให้

L^* เป็นค่าความสว่าง (Lightness) มีค่าอยู่ระหว่าง 0-100 ซึ่ง L^* ค่าที่เป็น 0 หมายถึง สีดำ และค่าที่เป็น 100 หมายถึง สีขาว

a^* ค่าที่เป็น + สีจะเป็นไปในทิศทางสีแดง และค่าที่เป็น - สีจะเป็นไปในทิศทางสีเขียว

b^* ค่าที่เป็น + สีจะเป็นไปในทิศทางสีเหลือง และค่าที่เป็น - สีจะเป็นไปในทิศทางสีน้ำเงิน

3.3 การทดสอบแรงดึงของเส้นใย

ทำการทดสอบแรงดึงของเส้นใยจากกากกล้วยทั้ง 6 ตัวอย่าง โดยใช้เครื่องมือทดสอบแรงดึง Tensile testing machine (Model 5566) จาก บริษัท อินสตรอน (ประเทศไทย) จำกัด ตามมาตรฐาน Base on ISO 2062: 1993 (E) ความเร็วในการทดสอบแรงดึงสูงสุด เท่ากับ 250 มิลลิเมตรต่อนาที ระยะในการทดสอบ เท่ากับ 50 มิลลิเมตร ดำเนินการทดสอบเส้นใยจากกากกล้วยที่ละเส้น โดยเตรียมตัวอย่างละ 15 เมตร จากนั้นนำเข้าเครื่อง Instron ทำการดึงเส้นใยจากกากกล้วยจนขาดและบันทึกผลค่าแรงดึงสูงสุด

3.4 การวิเคราะห์ค่าความชื้น

ทำการวิเคราะห์ค่าความชื้นของเส้นใยจากกากกล้วยทั้ง 6 ตัวอย่าง ตามมาตรฐาน ASTM D 629: 1999 ด้วยการชั่งน้ำหนักตัวอย่าง บันทึกน้ำหนักก่อนการอบ และน้ำหนักตัวอย่างหลังจากอบแห้ง แล้วทำการคำนวณหาร้อยละความชื้น ดังสมการที่ 1

$$\text{ปริมาณความชื้น (ร้อยละ)} = \frac{(A - B)}{A} \times 100 \quad (1)$$

เมื่อ A = น้ำหนักตัวอย่างก่อนอบ (กรัม)

B = น้ำหนักตัวอย่างหลังอบ (กรัม)

ดำเนินการคัดเลือกตัวอย่างที่เหมาะสมโดยพิจารณาจากผลการศึกษาลักษณะพื้นผิว ค่าสี ค่าแรงดึงสูงสุด และค่าความความชื้นของเส้นใยจากกากกล้วย เพื่อหาตัวอย่างที่มีคุณภาพเหมาะสมในการนำไปใช้ในงานหัตถกรรม โดยนำข้อมูลที่ได้มาวิเคราะห์ความแปรปรวน (Analysis of variance : ANOVA) ถ้าพบปัจจัยสำคัญทางสถิติจะคำนวณค่าความแตกต่าง เพื่อทดสอบหาค่าความแตกต่างของค่าเฉลี่ยโดยวิธี Duncan's new Multiple Range Test (DMRT)

ผลและวิจารณ์ผลการทดลอง

1. เส้นใยและการศึกษาสมบัติของเส้นใย

จากการเตรียมเส้นใยจากกากกล้วยทั้ง 2 สายพันธุ์ ประกอบด้วย กกล้วยหอมทอง และกล้วยน้ำว้า ได้ลักษณะของกากกล้วยสด (ดังแสดงในรูปที่ 1) โดยมีผลการศึกษากากกล้วยสด น้ำหนักของกากกล้วยสด ร้อยละผลผลิต และค่าความชื้น (ดังแสดงในตารางที่ 1) และผลจากการเตรียมเส้นใยจากกากกล้วยได้เส้นใยจากกากกล้วยสำหรับนำไปศึกษาปริมาณไมโครเว็กซ์ที่เหมาะสม (ดังแสดงในรูปที่ 2)



(ก)



(ข)

รูปที่ 1 ลักษณะของกานกล้วยสด (ก) กานกล้วยหอม (ข) กานกล้วยน้ำว้า

จากรูปที่ 1 พบว่า ลักษณะทั่วไปของกานกล้วยทั้ง 2 สายพันธุ์ ภายหลังจากการเก็บเกี่ยวผลผลิตแล้วมีกานแห้งห่ออยู่โดยรอบ เมื่อนำส่วนที่แห้งออก จะพบกานกล้วยหอมมีสีเขียวเข้มเฉพาะช่วงกานด้านนอก ส่วนกานด้านในจะมีลักษณะเป็นสีขาวนวล สำหรับกานกล้วยน้ำว้ามีสีเขียวอมเหลืองบริเวณกานด้านนอก และค่อยๆ ไล่สีมาจนถึงสีขาวนวลบริเวณกานด้านใน ซึ่งจากลักษณะดังกล่าวพบว่า สีของกานกล้วยหอมทองจะมีสีเขียวเข้มกว่ากล้วยน้ำว้า สอดคล้องกับการศึกษาวิจัยของ Penchan, et.al., 2015 ได้รายงานว่ามีสีของลำต้นกล้วยหอมมีลักษณะเป็นสี Green Group 143 C ส่วนกล้วยน้ำว้าเป็นสี Yellow Green Group 144 A และในกานกล้วยยังมีเส้นใยที่มีคุณสมบัติสำคัญคือมีความเหนียวและยืดหยุ่นสูง (Sasinut, 2015) เมื่อนำกานกล้วยแต่ละสายพันธุ์มาลอกกานออกทีละชั้นเพื่อนำไปเข้าสู่กระบวนการเตรียมเส้นใยจากกานกล้วยได้ผลการเตรียมเส้นใยจากกานกล้วย ดังแสดงในตารางที่ 1

ตารางที่ 1 ผลการเตรียมเส้นใยจากกานกล้วย

คุณลักษณะของเส้นใยจาก กานกล้วย	สายพันธุ์กล้วย	
	กล้วยหอมทอง	กล้วยน้ำว้า
จำนวนกานหุ้มลำต้นโดยเฉลี่ย (กาน)	8.50 ± 0.71	11.00 ± 1.41
น้ำหนักกานกล้วยสด ความยาว 1 เมตร (กรัม/กาน)*	230.78 ± 0.67	210.02 ± 0.32
ร้อยละผลผลิต (%yield) ^{ns}	25.00 ± 1.41	20.50 ± 0.71
ค่าความชื้น (% moisture)*	6.16 ± 0.11	7.49 ± 0.06

หมายเหตุ : * หมายถึง ค่าเฉลี่ยในแนวนอนมีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$)

^{ns} หมายถึง ค่าเฉลี่ยในแนวนอนไม่มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \geq 0.05$)

± หมายถึง ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน

จากตารางที่ 1 พบว่า จำนวนกาบหุ้มลำต้นของกล้วยทั้ง 2 สายพันธุ์ไม่มีความแตกต่างกันในทางสถิติ ($p \geq 0.05$) และเมื่อนำมาคำนวณหาน้ำหนักของกาบกล้วยต่อความยาว 1 เมตร พบว่า กาบหุ้มลำต้นของกล้วยทั้ง 2 ชนิดมีความแตกต่างกันในทางสถิติ ($p \leq 0.05$) ซึ่งกาบกล้วยหอมทองมีน้ำหนักมากกว่ากล้วยน้ำว้า เนื่องจากกาบกล้วยมีลักษณะช่องอากาศต่อกันเป็นท่อยาว มีท่อน้ำ ท่ออาหารเรียงขนานกันอย่างต่อเนื่องหนาแน่นแตกต่างกัน และเส้นใยที่ได้จากกาบกล้วยทั้ง 2 สายพันธุ์มีค่าร้อยละผลผลิตที่ได้ไม่แตกต่างกันในทางสถิติ ($p \geq 0.05$) แต่มีค่าความชื้นของเส้นใยที่ได้แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ โดยเส้นใยจากกาบกล้วยหอมทองมีค่าความชื้นน้อยกว่าเส้นใยจากกาบกล้วยน้ำว้าซึ่งอาจเป็นผลมาจากปริมาณแป้งที่เกาะอยู่บริเวณผิวด้านนอกของกาบกล้วยที่หลงเหลืออยู่หลังกระบวนการต้มสลายไขมัน ส่งผลให้การไหลผ่านของน้ำที่จะเข้าสู่เส้นใยได้น้อยเส้นใยที่ได้จึงมีค่าความชื้นต่ำ ซึ่งเส้นใยจากกาบกล้วยที่ได้จากกระบวนการเตรียมมีลักษณะดังแสดงในรูปที่ 2



(ก)



(ข)

รูปที่ 2 ลักษณะที่ปรากฏของเส้นใยจากกาบกล้วย (ก) กาบกล้วยหอม (ข) กาบกล้วยน้ำว้า

จากรูปที่ 2 พบว่า หลังจากกระบวนการชุบเนื้อเยื่อออกจากกาบกล้วยเพื่อนำไปผลิตเป็นเส้นใยจากกาบกล้วย พบว่า เส้นใยที่ได้จากกาบกล้วยทั้ง 2 ชนิดมีความเงาเล็กน้อย มีขุยของเนื้อเยื่อเกาะติดอยู่บนเส้นใย เมื่อนำเส้นใยกล้วยที่ได้มาต้มสลายไขมันและฟอกขาวเส้นใยที่ได้จะมีลักษณะสีน้ำตาล ซึ่งเกิดจากการทำปฏิกิริยาของแทนนินในต้นกล้วยกับออกซิเจนในอากาศ (Poonsook, 2010) โดยพบว่าเส้นใยจากกาบกล้วยหอมทองจะมีกลิ่นหอมของกาบกล้วยออกมาเล็กน้อย และเส้นใยมีความยืดหยุ่นน้อยกว่าเส้นใยจากกาบกล้วยน้ำว้า แต่เส้นใยจากกล้วยน้ำว้าไม่มีกลิ่นที่เป็นเอกลักษณ์ของกล้วยออกมาชัดเจนเหมือนกล้วยหอม

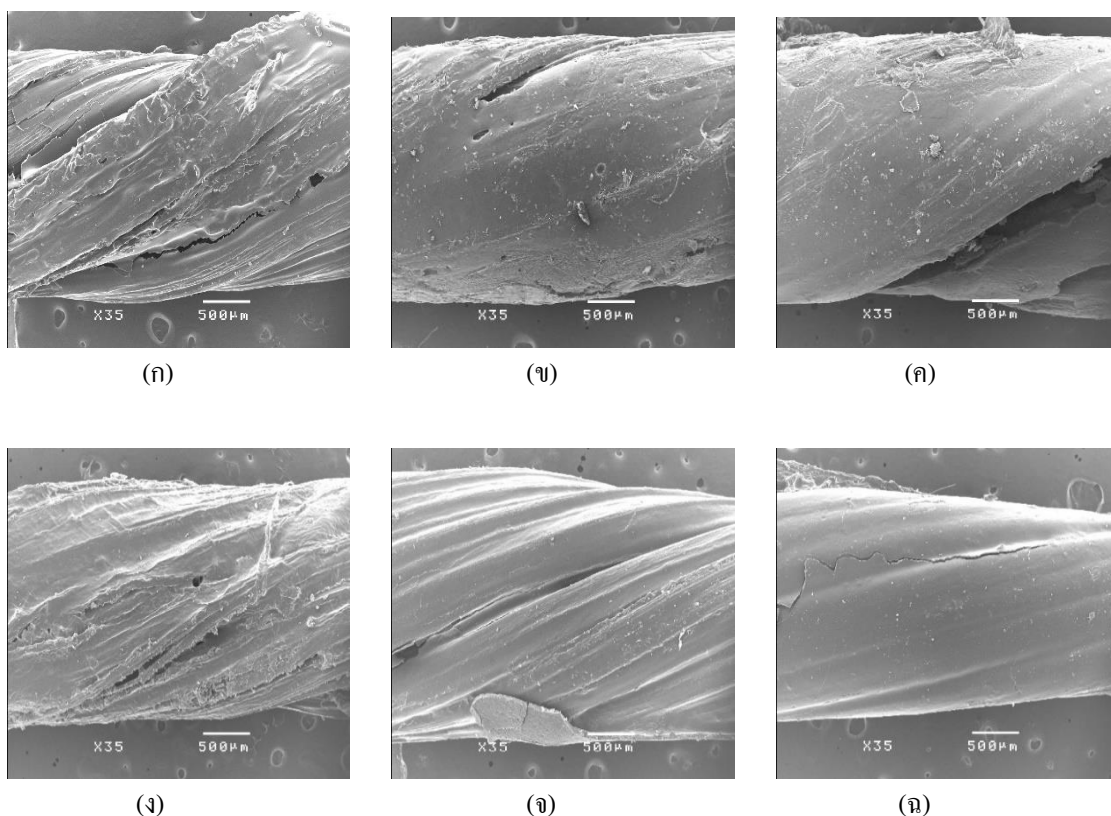
2. การศึกษาปริมาณสารเคลือบที่เหมาะสมในการผลิตเส้นใยจากกาบกล้วย

จากการศึกษาปริมาณสารเคลือบที่เหมาะสมในการผลิตเส้นใยจากกาบกล้วยทั้ง 6 ตัวอย่าง แล้วนำไปวิเคราะห์คุณภาพเพื่อทำการคัดเลือกตัวอย่างที่ดีที่สุด โดยการศึกษาลักษณะพื้นผิวของเส้นใยจากกล้วยด้วยกล้อง

จุลทรรศน์อิเล็กตรอนแบบส่องกราด, การวิเคราะห์ค่าสี, การวิเคราะห์ค่าแรงดึงสูงสุด และการวิเคราะห์ค่าความชื้น ได้ผลการวิเคราะห์ดังนี้

2.1 การศึกษาลักษณะพื้นผิว

จากการศึกษาลักษณะพื้นผิวของเส้นใยจากกากกล้วยทั้ง 6 ตัวอย่าง โดยใช้กล้องจุลทรรศน์อิเล็กตรอนแบบส่องกราด ด้วยกำลังขยาย 35 เท่า ได้ผลดังแสดงในรูปที่ 3



รูปที่ 3 ผลการศึกษาลักษณะพื้นผิวของเส้นใยจากกากกล้วย (ก) เส้นใยจากกากกล้วยหอมทองเคลือบไมโครเว็กซ์ร้อยละ 0 (ข) เส้นใยจากกากกล้วยหอมทองเคลือบไมโครเว็กซ์ร้อยละ 50 (ค) เส้นใยจากกากกล้วยหอมทองเคลือบไมโครเว็กซ์ร้อยละ 100 (ง) เส้นใยจากกากกล้วยน้ำว้าเคลือบไมโครเว็กซ์ร้อยละ 0 (จ) เส้นใยจากกากกล้วยน้ำว้าเคลือบไมโครเว็กซ์ร้อยละ 50 (ฉ) เส้นใยจากกากกล้วยน้ำว้าเคลือบไมโครเว็กซ์ร้อยละ 100

จากรูปที่ 3 พบว่า ลักษณะพื้นผิวของเส้นใยจากกากกล้วยทั้ง 6 ตัวอย่าง ที่มีขนาดเส้นผ่าศูนย์กลาง 3 มิลลิเมตร ผ่านการส่องวิเคราะห์ด้วยกล้องจุลทรรศน์อิเล็กตรอน (Scanning Electron Microscope) โดยใช้กำลังขยาย 35 เท่า พบว่า ลักษณะพื้นผิวของเส้นใยจากกากกล้วยน้ำว้า (รูปที่ 3 ง-ฉ) มีลักษณะพื้นผิวที่เรียบกว่าเส้นใยจากกาก

กล้วยหอมทอง (รูปที่ 3 ก-ค) โดยจะเห็นได้ว่าสารเคลือบมีลักษณะจับตัวเป็นก้อนหนาบนพื้นผิวของเส้นใยจากกากกล้วย เป็นผลมาจากปัจจัยการดูดซับสารเคลือบของพื้นที่ผิวและโครงสร้างรูพรุนของเส้นใยจากกากกล้วยแต่ละชนิดที่มีความแตกต่างกัน (Mallika, 2013) ดังนั้นเมื่อมีการเพิ่มปริมาณไมโครเว็กซ์ในสารละลายพาราฟินด้วยระดับที่มากขึ้น ทำให้ลักษณะพื้นผิวของเส้นใยมีความหนาเพิ่มขึ้นตามลำดับ เนื่องจากไมโครเว็กซ์มีความหนืด 33 – 45 SUS ที่ 99 องศาเซลเซียส (Northern Petroliam Development Center, 2020) ซึ่งส่งผลให้ลักษณะพื้นผิวของเส้นใยจากกากกล้วยมีความหนาเพิ่มขึ้นตามปริมาณของไมโครเว็กซ์ที่เป็นส่วนประกอบ และลักษณะพื้นผิวของเส้นใยจากกากกล้วยหลังการใช้สารเคลือบที่มีความแตกต่างกัน เนื่องจากเส้นใยจากกากกล้วยเป็นเส้นใยธรรมชาติที่มีแป้งเกาะติดบริเวณผิวด้านนอก (Jintana & Poonsook, 2019) เมื่อนำเส้นใยจากกากกล้วยทั้ง 2 สายพันธุ์ ไปต้มสลายไขมันและฟอกขาวในระยะเวลาที่เท่ากันอาจทำให้ไม่สามารถจัดแบ่งที่เกาะอยู่บริเวณผิวด้านนอกของเส้นใยจากกากกล้วยออกไปได้เท่ากันทั้งหมด เนื่องจากเส้นใยจากกากกล้วยแต่ละสายพันธุ์ยังมีสารประเภทลิกนิน เปคติน และไขมัน เป็นส่วนประกอบอยู่ในปริมาณที่ต่างกัน (Phannee et.al., n.d.)

เมื่อพิจารณาถึงลักษณะพื้นผิวของเส้นใยจากกากกล้วยทั้ง 2 ชนิด จากปริมาณไมโครเว็กซ์ที่เพิ่มขึ้นในระดับต่างๆ พบว่า ตัวอย่างที่มีปริมาณไมโครเว็กซ์ร้อยละ 0 ของน้ำหนักพาราฟินเว็กซ์ เส้นใยจะมีลักษณะเป็นขุยเส้นเล็กๆ แตกตัวขึ้นมาจากพื้นผิวของเส้นใยกล้วยทั้ง 2 สายพันธุ์ แต่เมื่อเพิ่มปริมาณไมโครเว็กซ์เป็นร้อยละ 50 ของน้ำหนักพาราฟินเว็กซ์ การเกาะตัวของสารเคลือบบนเส้นใยจากกากกล้วยจะเรียบเนียนและมีความหนาเพิ่มขึ้นสำหรับลักษณะพื้นผิวของเส้นใยจากกากกล้วยที่มีปริมาณไมโครเว็กซ์ร้อยละ 100 ของน้ำหนักพาราฟินเว็กซ์ จะมีลักษณะพื้นผิวที่หนาและนุ่ม ซึ่งเกิดจากการเกาะตัวของไมโครเว็กซ์ที่มีในปริมาณมาก เนื่องจากการใช้ไมโครเว็กซ์เป็นส่วนผสมในสารละลายพาราฟินเพื่อช่วยในการยึดโครงสร้างของพาราฟินให้เหนียว เรียบ และคงทนสวยงาม สอดคล้องกับมาตรฐานผลิตภัณฑ์ชุมชน ผลิตภัณฑ์จากเชือกกล้วย มาตรฐานเลขที่ มผช.56/2560 ได้กำหนดให้การเคลือบผิวของเชือกกล้วย ต้องเรียบ สม่ำเสมอ ไม่เป็นเม็ด เป็นคราบ แตก หลุด หรือลอก และต้องไม่ทำให้ชิ้นงานขาดความสวยงาม (Thai Community Product Standards, 2017) เหมาะสำหรับการนำไปใช้ในงานหัตถกรรมที่นิยมนำเส้นใยจากธรรมชาติไปแปรรูปเป็นผลิตภัณฑ์ต่างๆ

2.2 การวิเคราะห์ค่าสี

จากการวิเคราะห์ค่าสีของเส้นใยกลมจากกากกล้วยทั้ง 6 ตัวอย่าง โดยใช้ระบบสี CIELAB วัดค่า $L^* a^* b^*$ ได้ผลดังแสดงในตารางที่ 2

ตารางที่ 2 ผลการวิเคราะห์ค่าสีของเส้นใยคอมจากกากกล้วย

ตัวอย่าง	สายพันธุ์กล้วย	ไมโครแวกซ์ (ร้อยละ)	ค่าสี		
			L*	a*	b*
1	กล้วยหอมทอง	0	63.20 ^c ± 0.01	-0.98 ^d ± 0.01	-4.15 ^c ± 0.02
2	กล้วยหอมทอง	50	63.26 ^c ± 0.17	-1.23 ^c ± 0.03	-4.08 ^c ± 0.08
3	กล้วยหอมทอง	100	63.19 ^c ± 0.19	-1.22 ^c ± 0.08	-4.13 ^c ± 0.17
4	กล้วยน้ำว้า	0	64.09 ^a ± 0.14	-0.05 ^b ± 0.04	-3.60 ^a ± 0.10
5	กล้วยน้ำว้า	50	63.77 ^b ± 0.07	-0.14 ^c ± 0.02	-3.85 ^b ± 0.10
6	กล้วยน้ำว้า	100	63.92 ^{ab} ± 0.13	0.08 ^a ± 0.07	-3.61 ^a ± 0.10

หมายเหตุ : a, b, c หมายถึง ค่าเฉลี่ยในแนวดิ่งที่มีอักษรกำกับต่างกันมีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$)
± หมายถึง ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน

จากตารางที่ 2 พบว่า ค่าความสว่าง (L*) เส้นใยจากกากกล้วยน้ำว้ามีความสว่างมากกว่าเส้นใยจากกากกล้วยหอมทองในทุกตัวอย่าง เป็นผลมาจากเกิดจากการทำปฏิกิริยาของแทนนินในต้นกล้วยกับออกซิเจนในอากาศ ในระหว่างกระบวนการผลิตเส้นใย (Poonsook, 2010) ซึ่งเส้นใยจากกากกล้วยหอมทองมีค่าความสว่าง (L*) ต่ำกว่าเส้นใยจากกากกล้วยน้ำว้าทุกตัวอย่าง และเส้นใยจากกากกล้วยน้ำว้าตัวอย่างที่ 6 มีค่า (a*) สูงสุดเท่ากับ 0.08 เป็นไปในทิศทางแดง ซึ่งตัวอย่างที่ 1 – 5 มีค่า (a*) เป็นไปในทิศทางสีเขียว และเมื่อพิจารณาที่ค่า (b*) ก็พบว่าเส้นใยจากกากกล้วยทั้ง 6 ตัวอย่างมีค่าเป็นไปในทิศทางสีน้ำเงิน ซึ่งจากการศึกษาพบว่าเส้นใยจากกากกล้วยน้ำว้าจะมีค่าความสว่าง (L*) ค่า (a*) และค่า (b*) สูงกว่าเส้นใยจากกากกล้วยหอมทองทุกตัวอย่าง เนื่องจากในกระบวนการแยกเส้นใยกล้วยเมื่อเส้นใยสัมผัสกับอากาศจะเปลี่ยนเป็นสีน้ำตาลอ่อน ดังนั้นในกระบวนการผลิตเส้นใยจึงควรล้างเส้นใยให้สะอาดโดยเร็ว เพื่อยับยั้งการเกิดสีน้ำตาลบนเส้นใย (Jintana & Poonsook, 2019) และภายในเส้นใยกล้วยมักจะมีสารตัวอื่นปะปนอยู่นอกจากใยเซลลูโลสธรรมชาติ จึงจำเป็นต้องมีน้ำเส้นใยมาผ่านกระบวนการต้มสลายไขมันและฟอกขาว (Phannee et.al., n.d.) เพื่อให้เส้นใยมีประสิทธิภาพในการดูดซึมสารเคลือบหรือสีที่นำมาเชื่อมได้อย่างมีประสิทธิภาพ

2.3 การทดสอบแรงดึง

จากการทดสอบแรงดึง ตามมาตรฐาน ISO 2062: 1993 (E) ของเส้นใยจากกากกล้วยทั้ง 6 ตัวอย่าง ได้ผลดังแสดงในตารางที่ 3

ตารางที่ 3 ผลการทดสอบแรงดึงของเส้นใยจากกากกล้วย

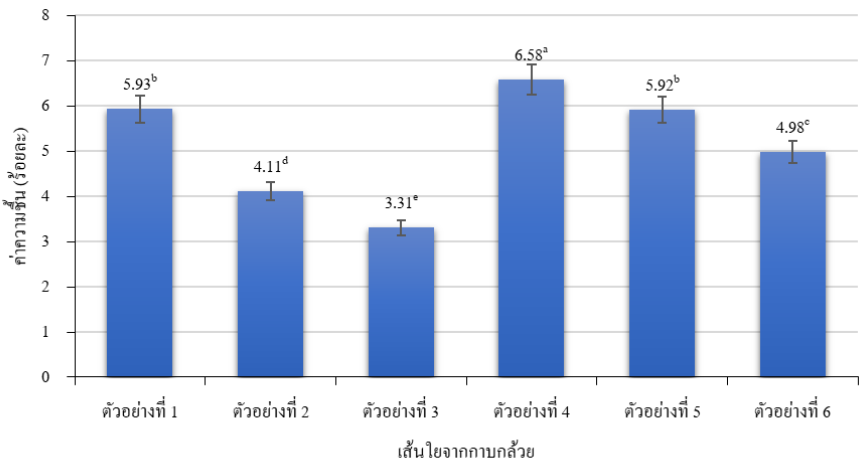
ตัวอย่าง	สายพันธุ์กล้วย	ไมโครเร็กซ์ (ร้อยละ)	แรงดึงสูงสุด (นิวตัน)	ร้อยละของการยืดตัว
1	กล้วยหอมทอง	0	68.05 ^c ± 4.08	5.83 ^c ± 0.00
2	กล้วยหอมทอง	50	87.83 ^b ± 9.90	6.67 ^{bc} ± 0.00
3	กล้วยหอมทอง	100	91.00 ^{ab} ± 1.76	7.22 ^b ± 0.48
4	กล้วยน้ำว้า	0	65.21 ^c ± 0.42	6.94 ^b ± 0.48
5	กล้วยน้ำว้า	50	95.65 ^{ab} ± 7.42	8.33 ^a ± 0.84
6	กล้วยน้ำว้า	100	100.73 ^a ± 9.48	8.33 ^a ± 0.84

หมายเหตุ : a, b, c หมายถึง ค่าเฉลี่ยในแนวตั้งที่มีอักษรกำกับต่างกันมีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$)
± หมายถึง ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน

จากตารางที่ 3 พบว่า ปริมาณของไมโครเร็กซ์มีผลต่อค่าแรงดึงสูงสุดและร้อยละการยืดตัวของเส้นใยกล้วยทั้ง 2 สายพันธุ์ โดยจะเห็นได้ว่าเมื่อเพิ่มปริมาณไมโครเร็กซ์ที่สูงขึ้นตัวอย่างจะมีค่าแรงดึงสูงสุดและร้อยละการยืดตัวเพิ่มมากขึ้น ซึ่งการใช้ไมโครเร็กซ์ในการผสมกับพาราฟินเพื่อเป็นสารเคลือบจะช่วยในการยึดโครงสร้างให้เหนียว เรียบ เนื่องจากไมโครเร็กซ์จะจับตัวเป็นของแข็งได้ที่อุณหภูมิปกติ และมีความหนืด 33 – 45 SUS ที่ 99 องศาเซลเซียส (Nortern Pitrolia Development Center, 2020) อีกทั้งการเคลือบผิวเส้นใยจากกากกล้วยยังจะช่วยเพิ่มอายุการใช้งานที่นานขึ้น (Sirikarn, 2011) โดยจากผลการศึกษาลักษณะทางกายภาพ พบว่า เส้นใยจากกากกล้วยน้ำว้าที่มีปริมาณไมโครเร็กซ์ร้อยละ 50 และร้อยละ 100 ของน้ำหนักพาราฟินเร็กซ์ มีค่าแรงดึงสูงสุดและค่าร้อยละของการยืดตัวที่สูงกว่าตัวอย่างอื่นๆ เนื่องจากการใช้ไมโครเร็กซ์ในการเคลือบเส้นใยจะช่วยให้เส้นใยมีความยืดหยุ่นได้สูง (Wilawan, n.d.) ซึ่งเส้นใยที่มีความเหมาะสมในการนำไปใช้ในงานหัตถกรรมควรมีความยืดหยุ่นในการรองรับน้ำหนัก มีการประสานตัวที่ดี เพราะการประสานตัวของปริมาตรเส้นใยทำให้เส้นใยมีความเหนียวแน่น (Pakamas, 2020)

2.4 การวิเคราะห์ค่าความชื้น

จากการวิเคราะห์ค่าความชื้นของเส้นใยจากกากกล้วยทั้ง 6 ตัวอย่าง ตามมาตรฐาน ASTM D 629: 1999 ได้ผลดังแสดงในรูปที่ 4



รูปที่ 4 ผลการวิเคราะห์ค่าความชันของเส้นใยจากกากกล้วย

จากรูปที่ 4 พบว่า ค่าความชื้นของเส้นใยจากกากกล้วยทั้ง 2 สายพันธุ์ มีแนวโน้มลดลงเมื่อปริมาณไมโครแวกซ์เพิ่มมากขึ้น เป็นผลมาจากการใช้ปริมาณไมโครแวกซ์ที่เพิ่มขึ้นส่งผลให้มีอัตราการยอมให้น้ำไหลผ่านได้น้อย (Wilawan, n.d.) ซึ่งจะช่วยป้องกันความชื้นจากภายนอกที่จะมาสัมผัสเส้นใยในระหว่างการนำไปใช้ในงานหัตถกรรมเป็นอย่างดี เนื่องจากในระหว่างการสร้างสรรค์ผลงานหัตถกรรมเป็นงานที่ต้องอาศัยความปราณีตและพิถีพิถันในการสร้างสรรค์ เพื่อให้ผลงานที่ออกมาแต่ละชิ้นมีความสวยงามและทรงคุณค่า แสดงถึงความเป็นอัตลักษณ์และศิลปวัฒนธรรมของงานหัตถกรรมในท้องถิ่นนั้น (Tragoonphan, 2016) ดังนั้นจึงควรมีการควบคุมคุณภาพความชื้นของเส้นใยเพื่อป้องกันการเกิดเชื้อรา และจากการศึกษาวิจัยของ Chayaphas (2006) กล่าวว่าร้อยละความชื้นของกากกล้วยแห้งที่มีค่าความชื้นเท่ากับ 5.86 ไม่มีปัญหาในการเก็บรักษาเมื่อต้องเก็บรักษาไว้เป็นเวลานาน แต่ต้องทำการเก็บรักษาไว้ในภาชนะที่ปิดมิดชิดเพื่อรักษาให้ค่าความชื้นคงที่ ซึ่งจากรูปที่ 4 พบว่า เส้นใยจากกากกล้วยตัวอย่างที่ 2, 3 และ 6 มีค่าความชื้นต่ำกว่า 5.86 ซึ่งเป็นผลดีต่อการเก็บรักษาและประสิทธิภาพในการนำเส้นใยไปใช้งาน แต่ตัวอย่างที่ 2 และ 3 เป็นเส้นใยจากกากกล้วยหอมทองมีลักษณะการเคลือบผิวของสารเคลือบแค่เพียงบริเวณรอบนอกของเส้นใย (ดังแสดงในรูปที่ 3) จะส่งผลเสียต่อการนำไปใช้ในงานหัตถกรรมเนื่องจากสารเคลือบอาจหลุดร่อนออกมาในขณะที่การใช้งานได้ ดังนั้นตัวอย่างที่ 6 เส้นใยจากกากกล้วยน้ำว้าที่มีปริมาณไมโครแวกซ์ร้อยละ 100 ของน้ำหนักพาราฟินแวกซ์ มีความเหมาะสมในการนำไปใช้ในงานหัตถกรรมมากที่สุด โดยจะเห็นได้จากลักษณะพื้นผิวของเส้นใยที่ได้จากการส่องด้วยกล้องจุลทรรศน์อิเล็กตรอนแบบส่องกราด ค่าความสว่าง (L^*) ค่าแรงดึงสูงสุด ร้อยละการยืดตัว รวมไปถึงค่าความชื้นของเส้นใยที่มีประสิทธิภาพดีที่สุด

สรุปผลการทดลอง

จากการศึกษาวิจัย พบว่า เส้นใยจากกากกล้วยน้ำว้ามีความเหมาะสมในการนำมาใช้ในงานหัตถกรรมมากที่สุด เนื่องจากเส้นใยจากกากกล้วยน้ำว้ามีประสิทธิภาพในการดูดซึมสารเคลือบจากไมโครเว็กซ์ได้ดีกว่าเส้นใยจากกากกล้วยหอมทอง และจากผลการวิเคราะห์คุณภาพ พบว่า เส้นใยจากกากกล้วยน้ำว้าที่มีปริมาณไมโครเว็กซ์ร้อยละ 100 ของน้ำหนักพาราฟินแว็กซ์ มีค่าแรงดึงและค่าร้อยละการยืดอยู่ในระดับสูงสุด รวมทั้งมีค่าความชื้นอยู่ในระดับที่ดี ส่งผลดีต่อการเก็บรักษาและการนำเส้นใยที่ได้ไปใช้งานด้านต่างๆ โดยเฉพาะในงานหัตถกรรม เช่น งานดอกไม้ประดิษฐ์ หรืองานเครื่องประดับจากเส้นใยธรรมชาติ ซึ่งต้องมีการควบคุมคุณภาพของผลิตภัณฑ์ไม่ให้เกิดเชื้อราหรือความชื้นในขณะใช้งาน

กิตติกรรมประกาศ

ขอขอบคุณสำนักงานคณะกรรมการส่งเสริมวิทยาศาสตร์ วิจัยและนวัตกรรม (สกสว.) และมหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลธัญบุรี สำหรับทุนสนับสนุนในโครงการพัฒนาเส้นใยจากกล้วยสำหรับผลิตภัณฑ์งานถักทอ เลขที่สัญญา ABCRMUTT61B1-02 และขอขอบคุณบริษัท วัน บานาน่า จำกัด ที่ให้การสนับสนุนวัตถุดิบในการศึกษาวิจัยและอำนวยความสะดวกเป็นอย่างดีเสมอมา

เอกสารอ้างอิง

- Chayaphas, T. (2006). *Handmade Paper from Banana Plant*. Srinakharinwirot University, Bangkok. (in Thai)
- Jintana, I., & Poonsook, B. (2019). The Natural Dyed Cavendish Banana Fibers for Making of Basketry Products. *Journal Graduate School Pitchayatat*, 14(2), 9-18. (in Thai)
- Kittipong, P., Kantima, C., & Weawboon, Y. (2019). *Improvement of Achroma Macrocheilos Griff Fibers Treatment for Textile Applications*. In *Proceeding of the 20th National Graduate Research Conference*, Khon Kaen University, Khon Kaen. (in Thai)
- Mallika, P. (2013). *Water and wastewater treatment by physical and chemical methods*. Department of Environmental Science, Silpakorn University, Nakhonpathom. (in Thai)
- Northern Petroleum Development Center. (2020). *Knowledge of DED. DIEC. the fiscal year 2019 on the paraffin wax production process*. Defence Energy Department, Defence Industry and Energy Centre, Bangkok. (in Thai)
- Pakamas, S. (2020). Fiber in Art. *Burapha Arts Journal*, 23(1), 30-51. (in Thai)
- Phanee, R., Kornvalai, P., & Toemsak, S. (n.d.). *The Separation of Musa Fibers for Textile Production*. Department of Chemistry, King Mongkut's Institute of Technology, Bangkok. (in Thai)

- Poonsook, B. (2010). Enhancing color fastness in naturally dyed cotton yarn by steaming. *Journal of Home Economics*, 53(1), 18-24. (in Thai)
- Pornchai, S., & Suthiwong, P. (1986). *Southern Handicrafts*. In Southern Encyclopedia of Culture, 10, 4051. (in Thai)
- Sasinut, L. (2015). *Study on property of lumbering from banana fiber trees as guidelines for product design* [Unpublished master's thesis]. Silpakorn University. (in Thai)
- Sirikarn. (2011). *Micro wax*. http://howtomakeflowercandle.blogspot.com/2011/09/blog-post_26.html. (in Thai)
- Somsak, W. (1998). *Banana plantation*. Pranee Charoen Blog, Bangkok. (in Thai)
- Songwut, A. (2009). *Study and Development of Wood Substitution Process from Agricultural Waste* [Unpublished doctoral thesis]. Ubon Ratchathani University. (in Thai)
- Thai Community Product Standards. *Banana Rope Products, TCPS. 56/2017*, Thai Industrial Standards Institute (TISI). (in Thai)
- The Support Arts and Crafts International Centre of Thailand (Public Organization). (2019). *Export report of Thai handicraft products*. <https://www.sacict.or.th/th/detail/2019-12-04-09-25-16> (in Thai)
- Wattana, W. (2009). *The production of knit fibers from banana trees*. Chiang Mai University, Chiang Mai. (in Thai)
- Wiboon, L. (1993). *Basketry in Thailand*. In folk culture: Fine Arts, 359. (in Thai)
- Wilawan, K. (n.d.). *Coating for fresh fruit*. https://stri.cmu.ac.th/article_detail.php?id=38 (in Thai)

Research Article

ผลของสารตั้งต้นทั้งสแตนท์ต่อความว่องไวของตัวเร่งปฏิกิริยา ทั้งสแตนท์เซอร์โคเนียในปฏิกิริยาขจัดน้ำของเอทานอล

Effect of Tungsten Precursors on the Activity of W/ZrO₂ in the Dehydration of Ethanol

จักรพงษ์ คุ่มทรัพย์ และ เพียงพิศ กลิ่นหรั่ง*

Chukkapong Comsup and Peangpit Glinrun*

สาขาวิชาปิโตรเคมีและการจัดการสิ่งแวดล้อม คณะวิศวกรรมศาสตร์ สถาบันเทคโนโลยีปทุมวัน กรุงเทพมหานคร 10330 ประเทศไทย
Petrochemicals and Environmental Management Department, Faculty of Engineering, Pathumwan Institute of technology, Bangkok
10330, Thailand

*E-mail: peangpit@pit.ac.th

Received: 19/12/2020; Revised: 29/03/2021; Accepted: 10/05/2021

บทคัดย่อ

ประสิทธิภาพในการเร่งปฏิกิริยาของตัวเร่งปฏิกิริยาทั้งสแตนท์บนตัวรองรับเซอร์โคเนียซึ่งได้จากชนิดของสารตั้งต้นทั้งสแตนท์ที่แตกต่างกันได้ถูกนำมาทดสอบในปฏิกิริยาขจัดน้ำของเอทานอลเพื่อผลิตเอทิลีน ตัวเร่งปฏิกิริยาทั้งสแตนท์เซอร์โคเนียเตรียมขึ้นด้วยวิธีเคลือบผงแบบเปียก โดยสารตั้งต้นทั้งสแตนท์ คือ ทั้งสแตนท์คลอไรด์, แอมโมเนียมเมธาทั้งสแตนท์ และกรดฟอสโฟทั้งสแตนท์ ตัวเร่งปฏิกิริยาที่เตรียมได้ถูกนำมาวิเคราะห์ลักษณะด้วยเครื่องมือวิเคราะห์และเทคนิคต่างๆ ได้แก่ การเลี้ยวเบนรังสีเอ็กซ์ การดูดซับและคายซับของไนโตรเจน ฟิสิกส์ทรานส์เฟอร์มอินฟราเรดสเปกโตรสโคปี อะตอมมิกแอบซอร์พชันสเปกโตรโฟโตเมตรี กล้องจุลทรรศน์อิเล็กตรอนแบบส่องผ่าน และเทคนิคโปรแกรมอุณหภูมิแอมโมเนีย จากการศึกษาพบว่าสารตั้งต้นทั้งสแตนท์เป็นปัจจัยสำคัญที่มีผลต่อปริมาณของตำแหน่งกรดที่มีความแรงอย่างอ่อนในตัวเร่งปฏิกิริยา ตัวเร่งปฏิกิริยาที่สังเคราะห์จากสารตั้งต้นทั้งสแตนท์ชนิดกรดฟอสโฟทั้งสแตนท์ จะให้ค่าการเปลี่ยนเอทานอลและการเลือกเกิดเอทิลีนสูงที่สุด ซึ่งความว่องไวของตัวเร่งปฏิกิริยาที่มากที่สุดนั้นเกิดจากการมีอัตราส่วนของตำแหน่งกรดที่มีความแรงอย่างอ่อนและกรดที่มีความแรงปานกลางต่อกรดที่มีความแรงมากสูงที่สุด

คำสำคัญ : ทั้งสแตนท์เซอร์โคเนีย, ปฏิกิริยาขจัดน้ำของเอทานอล, สารตั้งต้นทั้งสแตนท์, เอทิลีน

Abstract

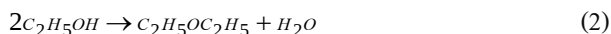
The catalytic performances of tungsten catalysts supported on zirconia with different tungsten precursors were studied in the dehydration of ethanol to ethylene. Tungsten/zirconia catalysts were prepared by wet impregnation method using tungsten chloride, ammonium metatungstate and phosphotungstic acid as the tungsten precursors. The prepared catalysts were characterized by X-ray diffraction, N₂ adsorption-desorption isotherms, Fourier transform infrared spectroscopy, Atomic absorption spectrophotometry, Transmission electron microscopy and Temperature-programmed desorption of NH₃. It was found that the tungsten precursor was an important factor affecting the amount of weak strength acid sites in the catalysts. The catalysts synthesized using phosphotungstic acid as the tungsten precursor exhibited the highest conversion and ethylene selectivity. The highest activity can be attributed to the presence of the highest weak to moderate: strong acid sites ratio.

Keywords: tungsten/zirconia, dehydration of ethanol, tungsten precursors, ethylene

บทนำ

เอทิลีน (ethylene) เป็นผลิตภัณฑ์ในอุตสาหกรรมปิโตรเคมีขั้นต้นที่มีความสำคัญและมีปริมาณความต้องการสูง เอทิลีนสามารถผลิตได้จากกระบวนการแตกสลายทางความร้อน (thermal cracking) ของสารประกอบไฮโดรคาร์บอนซึ่งเป็นผลพลอยได้จากกระบวนการกลั่นน้ำมันดิบ เช่น แนฟทา ก๊าซปิโตรเลียมเหลว และก๊าซออยล์ เป็นต้น กระบวนการดังกล่าวเป็นปฏิกิริยาดูดความร้อนและต้องใช้พลังงานสูงในการเกิดปฏิกิริยา นอกจากนี้ ในปัจจุบันราคาน้ำมันในตลาดโลกมีแนวโน้มสูงขึ้นจึงส่งผลให้สารตั้งต้นที่ใช้ในการผลิตเอทิลีนสูงขึ้นด้วย ผลกระทบจากปัจจัยดังกล่าวทำให้เกิดการพัฒนากระบวนการทางเลือกอื่นในการผลิตเอทิลีนเพื่อทดแทนกระบวนการแตกสลายทางความร้อน ปฏิกิริยาทางเลือกหนึ่งที่ได้รับ ความสนใจอย่างมากในการผลิตเอทิลีนคือ ปฏิกิริยาการขจัดน้ำของแอลกอฮอล์ เป็นปฏิกิริยาการดึงน้ำออกจากโมเลกุลของแอลกอฮอล์โดยใช้ความร้อนและตัวเร่งปฏิกิริยาชนิดกรด โดยแอลกอฮอล์ที่นิยมใช้ในปฏิกิริยาการขจัดน้ำคือเอทานอล เนื่องจากเอทานอลเป็นแอลกอฮอล์ที่สามารถผลิตจากสารชีวมวล โดยเฉพาะวัตถุดิบเหลือใช้ทางการเกษตรจึงสามารถลดต้นทุนในกระบวนการผลิตได้ ปฏิกิริยาการขจัดน้ำของเอทานอลโดยใช้ตัวเร่งปฏิกิริยากรด จะให้การเลือกเกิดผลิตภัณฑ์เป็นเอทิลีนและ ไดเอทิลอีเทอร์ (diethyl ether) ดังสมการ





ทั้งนี้ขึ้นกับสภาวะในการเกิดปฏิกิริยา โดยทั่วไปหากปฏิกิริยาเกิดขึ้นที่อุณหภูมิต่ำผลิตภัณฑ์หลักที่ได้จะเป็นไดเอทิลอีเทอร์ แต่หากปฏิกิริยาเกิดขึ้นที่อุณหภูมิสูงผลิตภัณฑ์หลักที่ได้จะเป็นเอทิลีน (Chaichana et al., 2018) ในขณะที่การใช้ตัวเร่งปฏิกิริยาที่เป็นเบสจะเหนี่ยวนำให้เกิดปฏิกิริยาดังไฮโดรเจน (dehydrogenation) ของเอทานอล ขึ้นแทน และให้ผลิตภัณฑ์เป็นอะเซตัลดีไฮด์ (acetaldehyde) ดังสมการ



สมบัติที่สำคัญอย่างหนึ่งของตัวเร่งปฏิกิริยากรดที่ใช้ในปฏิกิริยาการจัดน้ำของเอทานอลคือ สภาพกรดบรอนสเตดและลิวอิส (Brønsted and Lewis acidity) ซึ่งสภาพกรดลิวอิสมักจะพบบนตัวเร่งปฏิกิริยาโลหะออกไซด์ เป็นส่วนใหญ่ ส่วนการเกิดสภาพกรดบรอนสเตดนั้นจะพบเมื่อมีการเติมธาตุที่มีเลขออกซิเดชันสูงลงบนตัวเร่งปฏิกิริยาโลหะออกไซด์ โดยปฏิกิริยาการจัดน้ำของแอลกอฮอล์จะเกิดได้ดีเมื่อตัวเร่งปฏิกิริยามีสภาพกรดบรอนสเตดมากกว่าสภาพกรดลิวอิส (Macht et al., 2004) ตัวเร่งปฏิกิริยากรดที่ถูกใช้ในปฏิกิริยาการจัดน้ำมีหลากหลายชนิด ได้แก่ อะลูมินา ซีโอไลต์ ไทเทเนียและเซอร์โคเนีย เป็นต้น (Wei et al., 2015) โดยตัวเร่งปฏิกิริยาเหล่านี้ต่างมีข้อดีและข้อด้อยแตกต่างกันออกไป ซีโอไลต์จะเสื่อมสภาพเร็วเนื่องจากมีสภาพกรดสูง ทำให้เกิดผลิตภัณฑ์ข้างเคียงจำพวกคาร์บอนและไฮโดรคาร์บอนเกาะอยู่บนผิวของตัวเร่งปฏิกิริยา ส่งผลให้ตัวเร่งปฏิกิริยาเสื่อมสภาพ (Fu et al., 2005) ส่วนอะลูมินาจะให้อัตราการเกิดปฏิกิริยาก่อนข้างต่ำ เนื่องจากอะลูมินามีตำแหน่งกรดลิวอิสที่ค่อนข้างแรง ทำให้ในขณะเกิดปฏิกิริยา โมเลกุลของน้ำที่เกิดขึ้นจะถูกดูดซับบนตำแหน่งกรดลิวอิสเหล่านี้เป็นผลให้อัตราการเกิดปฏิกิริยาลดลง (Said et al., 2014) ในขณะที่เซอร์โคเนียเป็นโลหะออกไซด์มีเสถียรภาพทางความร้อนสูง และมีสมบัติเป็นทั้งกรดและเบส ด้วยสมบัติทางด้านพื้นผิวเหล่านี้จึงทำให้เซอร์โคเนียถูกใช้ในหลายปฏิกิริยา เช่น ปฏิกิริยาไอโซเมอไรเซชันของโอเลฟินส์ (Yamaguchi, 2001) ปฏิกิริยาเอสเทอร์ฟิเคชันของแอลกอฮอล์ (Cui et al., 2013) ปฏิกิริยาออกซิเดชันของคาร์บอนมอนอกไซด์ (Zhang et al., 2007) รวมถึงปฏิกิริยาการจัดน้ำของแอลกอฮอล์ด้วย (Rittirum et al., 2019; Rorrer et al., 2018) อย่างไรก็ตาม แม้ว่าเซอร์โคเนียจะมีเฉพาะตำแหน่งกรดลิวอิส แต่การเพิ่มตำแหน่งกรดบรอนสเตดสามารถทำได้โดยการปรับปรุงพื้นผิวด้วยซัลเฟต แต่เนื่องจากซัลเฟตเซอร์โคเนียไม่เสถียรทางความร้อน มีการสูญเสียซัลเฟตบางส่วนในระหว่างกระบวนการให้ความร้อน จึงทำให้ตัวเร่งปฏิกิริยาเสื่อมสภาพลงได้ง่าย (Phung et al., 2015; Spielbauer et al., 1996) การเติมโลหะที่มีเลขออกซิเดชันสูงเป็นอีกวิธีการหนึ่งที่ปรับปรุงสภาพพื้นผิวของตัวเร่งปฏิกิริยาเพื่อเพิ่มตำแหน่งกรดบรอนสเตด โดยโลหะที่นิยมใช้คือ ทังสเตน ที่มีเลขออกซิเดชัน +6 เนื่องจากมีเสถียรภาพและสภาพกรดค่อนข้างสูงจึงมีความว่องไวในปฏิกิริยาการจัดน้ำของแอลกอฮอล์ (Larsen et al., 1995)

ในการปรับปรุงประสิทธิภาพของตัวเร่งปฏิกิริยาโลหะออกไซด์สำหรับปฏิกิริยาการขจัดน้ำด้วยการเติมโลหะทั้งสแตน พบว่าการเติมทั้งสแตนออกไซด์ (WO_3) ไม่เพียงแต่ช่วยเพิ่มความแรงของตำแหน่งกรบรอนสเตดซึ่งถือเป็นตำแหน่งว่องไวของปฏิกิริยานี้ แต่ยังช่วยยับยั้งการเกิดผลิตภัณฑ์ข้างเคียง เช่น อะเซทัลดีไฮด์ และ

ไฮโดรคาร์บอนที่มีน้ำหนักโมเลกุลสูงอื่นๆ (Phung et al., 2015) นอกจากนี้ยังพบว่าความแรงของกรบรอนสเตดจะเพิ่มขึ้นตามปริมาณการเติมทั้งสแตน โดยค่าการเปลี่ยน (conversion) และค่าการเลือกเกิดเกี่ยวข้องโดยตรงกับความแรงของกรบรอนสเตดในตัวเร่งปฏิกิริยา (Hong et al., 2016) นอกเหนือจากปริมาณโลหะทั้งสแตนแล้ว ชนิดของสารตั้งต้นทั้งสแตนยังเป็นอีกปัจจัยหนึ่งที่ส่งผลต่อความแรงของตำแหน่งกรบรอนสเตด เนื่องจากชนิดของสารตั้งต้นทั้งสแตนที่แตกต่างกันจะส่งผลต่อการกระจายตัวของ WO_x บนโลหะออกไซด์ได้แตกต่างกันด้วย (Yang et al., 2008)

งานวิจัยนี้จึงสนใจศึกษาผลของชนิดของสารตั้งต้นทั้งสแตนที่ใช้ในการเตรียมตัวเร่งปฏิกิริยาทั้งสแตนเซอร์โคเนียที่มีต่อความว่องไวในการเร่งปฏิกิริยาการขจัดน้ำของเอทานอล โดยใช้ชนิดของสารตั้งต้นที่แตกต่างกัน 3 ชนิด คือ ทั้งสแตนคลอไรด์ (tungsten chloride, WCl_6) แอมโมเนียมเมตาทั้งสเตท (ammonium metatungstate, $(\text{NH}_4)_6\text{H}_2\text{W}_{12}\text{O}_{40} \cdot \text{H}_2\text{O}$) และกรดฟอสโฟทั้งสติก (phosphotungstic acid, $\text{H}_3\text{O}_{40}\text{PW}_{12}\text{H}_2\text{O}$)

วิธีวิจัย

1. การเตรียมตัวรองรับ

ตัวรองรับเซอร์โคเนียเตรียมด้วยวิธีโซลโวลเทอรัมอลจากเซอร์โคเนียมอนอมอลบิวทอกไซด์ (Sigma-aldrich, 80%w/w) และสารละลาย 1,4-บิวเทนไดออล (Sigma-aldrich, 99%) ภายใต้อุณหภูมิ 300°C และความดันของสารละลาย 1,4-บิวเทนไดออล เป็นเวลา 2 ชั่วโมง (Glinrun & Glinrun, 2015)

2. การเตรียมตัวเร่งปฏิกิริยา

เตรียมตัวเร่งปฏิกิริยาด้วยวิธีเคลือบผงแบบเปียก โดยการละลายสารตั้งต้นทั้งสแตนร้อยละ 13 โดยน้ำหนักด้วยน้ำ DI หยดสารละลายที่ได้ลงบนตัวรองรับเซอร์โคเนีย ตั้งทิ้งให้แห้งที่อุณหภูมิห้องเป็นเวลา 12 ชั่วโมง จากนั้นนำเข้าตู้อบที่อุณหภูมิ 110°C เป็นเวลา 12 ชั่วโมง เมื่อครบเวลานำไปเผาที่อุณหภูมิ 600°C เป็นเวลา 3 ชั่วโมง ในบรรยากาศไนโตรเจน โดยใช้สารตั้งต้นจำนวน 3 ชนิด คือ tungsten chloride (Sigma-aldrich, 99.9%), ammonium metatungstate (Sigma-aldrich, 99.99%) และ phosphotungstic acid (Sigma-aldrich, 99.5%) ตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO_2 ที่เตรียมจาก tungsten chloride, ammonium metatungstate และ phosphotungstic acid ใช้สัญลักษณ์เป็น W/ZrO_2 -TC, W/ZrO_2 -AT และ W/ZrO_2 -PT ตามลำดับ

3. การวิเคราะห์ลักษณะตัวเร่งปฏิกิริยา

ตัวรองรับและตัวเร่งปฏิกิริยาที่เตรียมได้นำมาวิเคราะห์หาโครงสร้างผลึกและออกไซด์ของโลหะด้วยวิธีวิเคราะห์การเลี้ยวเบนรังสีเอ็กซ์ (XRD, ยี่ห้อ Shimadzu รุ่น MAXima_X XRD-700) วัดองศาการเลี้ยวเบนรังสีเอ็กซ์ (2θ) จาก 10 ถึง 80 องศา อัตราการสแกน 2.0 องศาต่อนาที

วิเคราะห์พื้นผิวและขนาดรูพรุนด้วยเทคนิค Physisorption-desorption ตัวเร่งปฏิกิริยาถูกไล่ความชื้นที่อุณหภูมิ 200 °C เป็นเวลา 12 ชั่วโมง ก่อนดูดซับไนโตรเจนที่อุณหภูมิ 77 K โดยใช้ Surface area and porosity analyzer (ยี่ห้อ Micromeritics รุ่น 3Flex)

วิเคราะห์หมู่ฟังก์ชันและตำแหน่งกรดในโครงสร้างของตัวเร่งปฏิกิริยาด้วยเครื่อง Fourier transform infrared spectrophotometer (ยี่ห้อ Shimadzu รุ่น IRTracer-100) ในช่วง $400\text{-}4000\text{ cm}^{-1}$ ที่ความดันบรรยากาศ โดยใช้ KBr

วิเคราะห์ปริมาณทังสเตนในตัวเร่งปฏิกิริยาโดยใช้ Atomic Absorption Spectrometer (ยี่ห้อ Shimadzu รุ่น AA-7000)

วิเคราะห์ลักษณะการกระจายตัวของทังสเตนบนตัวเร่งปฏิกิริยาด้วยกล้องจุลทรรศน์อิเล็กตรอนแบบส่องผ่าน (Transmission electron microscope, ยี่ห้อ JEOL รุ่น JEM-2100Plus) โดยใช้อัตราเร่งอิเล็กตรอนเท่ากับ 200 kV

วิเคราะห์ค่าความเป็นกรดด้วยเทคนิคโปรแกรมอุณหภูมิแอมโมเนีย (NH_3 -TPD, ยี่ห้อ Micromeritics รุ่น ChemiSorb 2720) บรรจุตัวเร่งปฏิกิริยาจำนวน 0.5 กรัม ในหลอดแก้วรูปตัวยูปิดด้วยไฮดรอกไซด์และให้ความร้อน 200 °C เป็นเวลา 1 ชั่วโมง ในบรรยากาศฮีเลียม จากนั้นเปิดแก๊ส 15% NH_3/He เพื่อให้เกิดการดูดซับ NH_3 เป็นเวลา 1 ชั่วโมง เปิดแก๊ส He เพื่อไล่แอมโมเนียที่ดูดซับแบบกายภาพบนตัวเร่งออกไปจนหมด และให้ความร้อนจนถึงอุณหภูมิ 600 °C ด้วยอัตรา 10 °C/min. วัดความเข้มข้นของ NH_3 โดยใช้ตัวตรวจวัดแบบ TCD

4. การศึกษาปฏิกิริยาการขจัดน้ำของเอทานอล

ชั่งตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO_2 จำนวน 0.05 กรัม บรรจุลงในปฏิกรณ์แบบท่อ โดยใช้ quartz wool ทำหน้าที่เป็นตัวพุง ป้อนเอทานอลร้อยละ 8 โดยปริมาตร โดยใช้แก๊สอาร์กอนเป็นตัวพา กำหนดอัตราการไหลรวมเท่ากับ $60\text{ cm}^3/\text{min}$ ($\text{WHSV} = 1.43\text{ h}^{-1}$) กำหนดอุณหภูมิในการทดลองอยู่ในช่วง 150-400 °C ผลิตภัณฑ์ที่ได้จากปฏิกิริยาวิเคราะห์ด้วยเครื่อง gas chromatography (ยี่ห้อ Shimadzu รุ่น GC-2014) ชนิด flame ionization โดยใช้คอลัมน์ ชนิด

DB-1 capillary (เส้นผ่าศูนย์กลางภายใน 0.32 mm ยาว 30 เมตร ความหนาของฟิล์มเคลือบ 1.5 ไมครอน) เพื่อวิเคราะห์หาปริมาณของเอทิลีน ไดเอทิลอีเทอร์ อะซิโตนไฮไดรด์ เอทานอล และอีเทน โดยแต่ละอุณหภูมิการทดลองจะเก็บตัวอย่างเมื่อระบบเข้าสู่สภาวะคงตัวซึ่งใช้เวลาประมาณ 20 นาที แผนภาพการทดสอบปฏิกิริยาการจัดน้ำของเอทานอลแสดงดังรูปที่ 1

ค่าการเปลี่ยนของเอทานอล (ethanol conversion) คำนวณจากสมการ

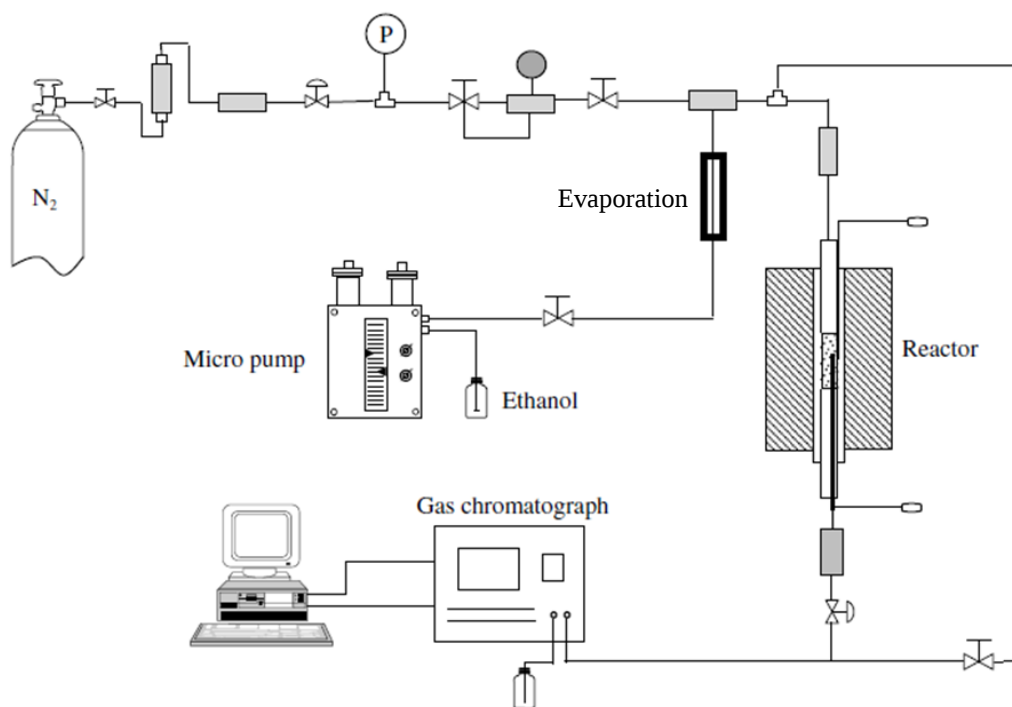
$$X_{EtOH} = \frac{n_{EtOH(in)} - n_{EtOH(out)}}{n_{EtOH(in)}} \quad (4)$$

ค่าการเลือกเกิดผลิตภัณฑ์ (selectivity) คำนวณจากสมการ

$$S_i = \frac{n_i}{v_i (n_{EtOH(in)} - n_{EtOH(out)})} \quad (5)$$

เมื่อ n_i คือ จำนวนโมลขององค์ประกอบ i

v_i คือ อัตราส่วนของ stoichiometric reaction coefficient

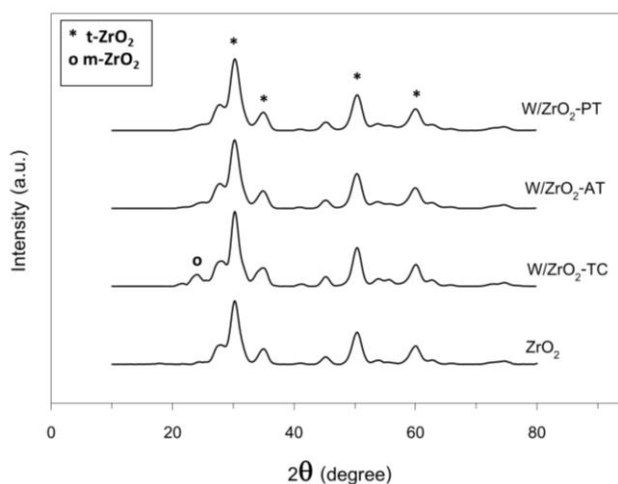


รูปที่ 1 แผนภาพการทดสอบปฏิกิริยาการจัดน้ำของเอทานอล

ผลการทดลองและอภิปรายผล

1. สมบัติทางกายภาพและเคมีของตัวเร่งปฏิกิริยาทั้งสแตนเซอร์โคเนีย

จากผลการวิเคราะห์การเลี้ยวเบนรังสีเอ็กซ์ของตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO_2 ซึ่งเตรียมโดยใช้สารตั้งต้นทั้งสแตนที่แตกต่างกัน 3 ชนิด คือ W/ZrO_2 -TC, W/ZrO_2 -AT และ W/ZrO_2 -PT ดังรูปที่ 2 พบว่าตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO_2 และตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO_2 แสดงพีคหลักซึ่งเป็นตำแหน่งของเฟสผลึกชนิดเตตระโกนอล ($t-ZrO_2$) การเติมโลหะทั้งสแตนส่งผลให้เกิดการเปลี่ยนเป็นเฟสผลึกชนิดโมโนคลินิกมากขึ้น ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Padoongpitukchon & Jongsomjit (2013) ที่รายงานว่า การเติมทั้งสแตนบนตัวรองรับ ZrO_2 จะทำให้ ZrO_2 เปลี่ยนเฟสผลึกจากเตตระโกนอลเป็นโมโนคลินิกมากขึ้น โดยพบว่าตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO_2 -TC ที่เตรียมจากสารตั้งต้นทั้งสแตนคลอไรด์ ปรากฏเฟสผลึกชนิดโมโนคลินิกที่ตำแหน่ง 2θ ที่ 24.3 นอกจากนี้ การที่ไม่พบพีคของทั้งสแตนออกไซด์ (WO_3 , $2\theta = 23.28, 23.68$ และ 24.48) บนตัวรองรับ ZrO_2 แสดงให้เห็นว่าโลหะทั้งสแตนสามารถกระจายตัวได้ดีบนพื้นผิวของตัวรองรับ ZrO_2 โดย Zhu et al. (2012) รายงานว่าจะพบผลึกของโลหะทั้งสแตนบนตัวรองรับ ZrO_2 เมื่อเผาที่อุณหภูมิมากกว่า $650^\circ C$ เท่านั้น



รูปที่ 2 รูปแบบการเลี้ยวเบนรังสีเอ็กซ์ของตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO_2 , W/ZrO_2 -TC, W/ZrO_2 -AT และ W/ZrO_2 -PT

ขนาดผลึกของตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO_2 ซึ่งคำนวณจากผลการวิเคราะห์การเลี้ยวเบนรังสีเอ็กซ์โดยใช้สมการของ Scherrer และผลการวิเคราะห์พื้นที่ผิว ปริมาตรรูพรุนและขนาดรูพรุนด้วยเทคนิค physisorption-desorption

แสดงดังตารางที่ 1 พบว่าการเติมโลหะทั้งสแตนบนตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO_2 ส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงขนาดผลึกของตัวเร่งปฏิกิริยาน้อยมาก โดยตัวเร่งปฏิกิริยามีขนาดผลึกเฉลี่ยของ t- ZrO_2 อยู่ในช่วงประมาณ 4-5 nm และจากผลการวิเคราะห์พื้นที่ผิวของตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO_2 ซึ่งมีพื้นที่ผิวจำเพาะเท่ากับ $189.9 \text{ m}^2/\text{g}$ พบว่ามีพื้นที่ผิวจำเพาะลดลงเมื่อเติมโลหะทั้งสแตน เนื่องจากการเติมโลหะทั้งสแตนส่งผลให้รูพรุนถูกปิดกั้นโดยอนุภาคของ WO_x จึงทำให้ปริมาตรรู

พรุนลดลง (Hong et al., 2016) สารตั้งต้นทั้งสแตนที่แตกต่างกันจะทำให้พื้นที่ผิวจำเพาะของตัวเร่งปฏิกิริยาที่เตรียมได้ลดลงแตกต่างกัน ตัวเร่งปฏิกิริยา W/ ZrO_2 - TC ซึ่งเตรียมจากสารตั้งต้น Tungsten chloride ทำให้ตัวเร่งปฏิกิริยามีพื้นที่ผิวจำเพาะลดลงมากที่สุด โดยให้ค่าพื้นที่ผิวจำเพาะเท่ากับ $83.9 \text{ m}^2/\text{g}$ ปริมาณทั้งสแตนของตัวเร่งปฏิกิริยาแต่ละชนิดที่วิเคราะห์ได้จากเครื่อง atomic absorption spectrometer ดังแสดงในตารางที่ 1 พบว่ามีค่าใกล้เคียงกันโดยมีค่าเฉลี่ยประมาณร้อยละ 13 ซึ่งใกล้เคียงกับปริมาณที่เตรียมจากการคำนวณทางทฤษฎี

ตารางที่ 1 พื้นที่ผิวจำเพาะและปริมาณทั้งสแตนของตัวเร่งปฏิกิริยา W/ ZrO_2

ตัวอย่าง	ขนาดผลึก ของ t- ZrO_2 * (nm)	พื้นที่ผิว จำเพาะ (m^2/g)	ปริมาตรรูพรุน (cm^3/g)	ขนาดรู พรุน (nm)	ปริมาณ ทั้งสแตน** (Weight %)	ความหนาแน่น ทั้งสแตนบน พื้นผิว*** (W-atom/ nm^2)
ZrO_2	4.6	189.9	0.154	3.25	-	-
W/ ZrO_2 - TC	5.0	83.9	0.099	4.71	13.2	5.15
W/ ZrO_2 - AT	4.2	106.5	0.091	3.42	12.2	3.75
W/ ZrO_2 - PT	4.1	111.2	0.089	3.23	13.6	4.00

* คำนวณจากผลการวิเคราะห์การเลี้ยวเบนรังสีเอ็กซ์โดยใช้สมการของ Scherrer

** วิเคราะห์โดยใช้ atomic absorption spectrometer

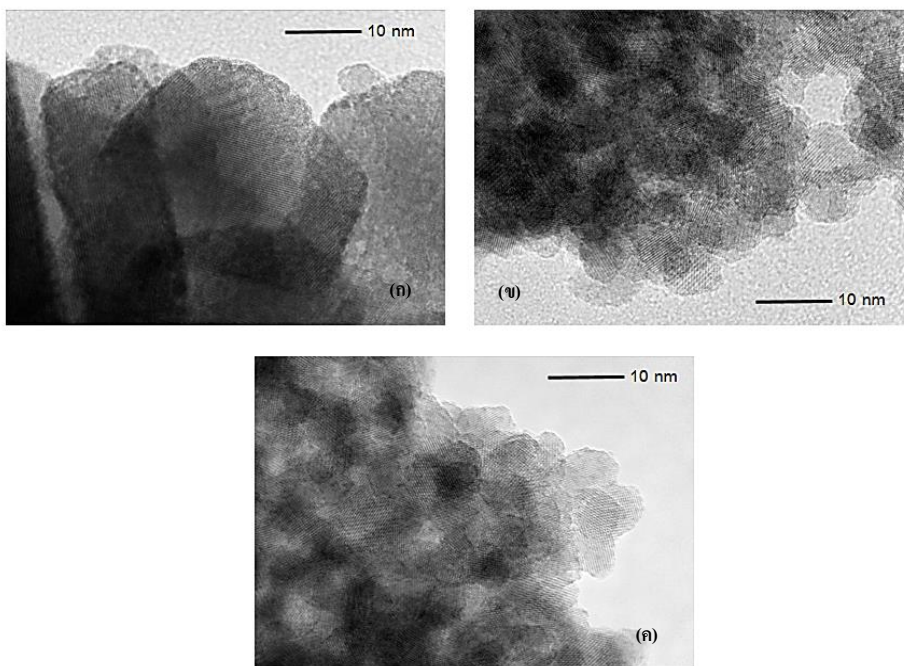
*** Tungsten surface density = $\frac{(\text{Promoter loading (\%)} / 100) \times 6.023 \times 10^{23}}$

Formula weight of promoter x BET surface area ($\text{m}^2 \text{g}^{-1}$) $\times 10^{18}$

ลักษณะพื้นฐานวิทยาของตัวเร่งปฏิกิริยา W/ ZrO_2 วิเคราะห์โดยใช้กล้องจุลทรรศน์อิเล็กตรอนแบบส่องผ่านเพื่อดูลักษณะการกระจายตัวของทั้งสแตนบนตัวรองรับเซอร์โคเนีย แสดงดังรูปที่ 3 จะเห็นได้ว่าขนาดอนุภาค

ของตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO_2 -AT และ W/ZrO_2 -PT ดังรูปที่ 3 (ข) และ (ค) ตามลำดับ มีขนาดใกล้เคียงกันและไม่เกิน 10 nm ส่วนตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO_2 -TC มีขนาดใหญ่กว่า 10 nm ซึ่งสอดคล้องกับขนาดพื้นที่ผิวจำเพาะที่มีค่าน้อยที่สุด และเมื่อพิจารณาค่าความหนาแน่นทั้งสเดนบนพื้นผิวดังตารางที่ 1 แสดงให้เห็นว่าการกระจายตัวของทั้งสเดนบนพื้นผิวของเซอร์โคเนียของตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO_2 -AT และ W/ZrO_2 -PT มีลักษณะการปกคลุมที่ผิวของ

ทั้งสเดนเพียงชั้นเดียว (monolayer surface coverage) โดยมีค่าความหนาแน่นทั้งสเดนบนพื้นผิว 3.75 และ 4.00 W-atom/nm² ตามลำดับ ซึ่งในช่วง 0-4 W-atom/nm² การฟอร์มตัวของทั้งสเดนเป็นแบบผสมระหว่างโมโนทั้งสเดนกับ โพลีทั้งสเดน (WO_x) (Wongmaneevil et al., 2009) ในขณะที่ตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO_2 -TC ที่มีค่าความหนาแน่นพื้นผิวของทั้งสเดน 5.15 W-atom/nm² จะมีการฟอร์มตัวของทั้งสเดนเป็นแบบผสมระหว่างโพลีทั้งสเดนกับอนุภาคทั้งสเดนออกไซด์ (WO_x , WO_3) (Chai et al., 2017)

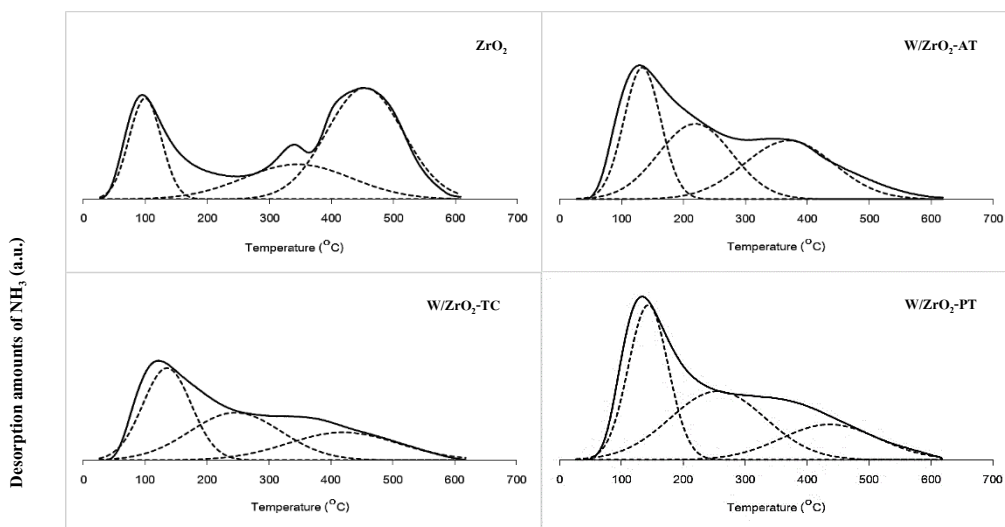


รูปที่ 3 ลักษณะฐานวิทยาจากเทคนิค TEM ของตัวเร่งปฏิกิริยา (ก) W/ZrO_2 -TC (ข) W/ZrO_2 -AT และ (ค) W/ZrO_2 -PT

ในการวิเคราะห์ปริมาณกรดด้วยเทคนิคโปรแกรมอุณหภูมิแอมโมเนียซึ่งแสดงดังรูปที่ 4 พบว่าเมื่อแยกชนิดของกรดตามความแรงโดยการ deconvolution จากพีคการคายซับของแอมโมเนียด้วยวิธีของ Gaussian จะ

สามารถหาปริมาณกรดแต่ละชนิดได้ ดังตารางที่ 2 กรดที่มีความแรงอย่างอ่อน (weak acid) จะมีช่วงอุณหภูมิในการคายซับไม่เกิน 200 °C กรดที่มีความแรงปานกลาง (moderate acid) จะมีช่วงอุณหภูมิในการคายซับระหว่าง 200-400 °C และกรดที่มีความแรงมาก (strong acid) จะมีช่วงอุณหภูมิในการคายซับมากกว่า 400 °C ขึ้นไป (Albuquerque et al., 2017) ปริมาณการคายซับของแอมโมเนียทั้งหมดแสดงถึงปริมาณของตำแหน่งกรดทั้งหมดซึ่งหมายถึงตำแหน่ง

กรดบรอนสเตดและกรดลิวอิสที่อยู่บนตัวเร่งปฏิกิริยา (Padoongpitukchon & Jongsomjit, 2013) พื้นที่ใต้กราฟการคายซับที่ตำแหน่งต่างๆ ถูกนำมาคำนวณปริมาณกรดชนิดต่างๆ แสดงดังตารางที่ 2 ผลการวิเคราะห์แสดงให้เห็นว่าตัวเร่งปฏิกิริยาที่สังเคราะห์ขึ้นจากสารตั้งต้นโลหะทั้งสแตนดาร์ดชนิดกันให้ปริมาณกรดรวมแตกต่างกัน โดยตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO₂-AT และ W/ZrO₂-PT มีปริมาณกรดรวมใกล้เคียงกับตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO₂ ส่วนตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO₂-TC มีปริมาณกรดรวมลดลง อาจเป็นผลเนื่องมาจากพื้นที่ผิวที่ลดลงอย่างมากเมื่อเทียบกับพื้นที่ผิวของตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO₂ Kourieh et al. (2010) รายงานว่าการเกิด WO_x บนพื้นผิวของตัวรองรับ ZrO₂ จะช่วยให้ความเป็นกรดที่ผิวเพิ่มขึ้น แต่หากพื้นที่ผิวของตัวเร่งปฏิกิริยาลดลงก็จะส่งผลให้เกิด WO_x ลดลงตามไปด้วย สำหรับตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO₂-AT และ W/ZrO₂-PT มีพื้นที่ผิวลดลงเล็กน้อยเมื่อเทียบกับพื้นที่ผิวของตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO₂ และด้วยสารตั้งต้นทั้งสแตนดาร์ดชนิดแอมโมเนียมเมธาทั้งสแตนดาร์ด เป็นสารในกลุ่มของไอโซโพลิตังสเตต (isopolytungstates) และสารตั้งต้นทั้งสแตนดาร์ดชนิดกรดฟอสฟอรัสทั้งสแตนดาร์ดเป็นสารในกลุ่มของกรดเฮเทอโรโพลี (heteropoly acid) ซึ่งเป็นกรดชนิดแรง (Sunita et al., 2008) จึงไม่ส่งผลให้ปริมาณกรดรวมของตัวเร่งปฏิกิริยาทั้งสองเปลี่ยนแปลงมากนักเมื่อเปรียบเทียบกับตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO₂ นอกจากนี้ยังพบว่าอัตราส่วนของผลรวมของชนิดกรดที่มีความแรงอย่างอ่อนและกรดที่มีความแรง



รูปที่ 4 สเปกตรัม NH₃-TPD ของตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO₂, W/ZrO₂-TC, W/ZrO₂-AT และ W/ZrO₂-PT

ตารางที่ 2 ปริมาณกรดแต่ละชนิดของตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO₂ โดยเทคนิคโปรแกรมอุณหภูมิแอมโมเนีย

ตัวอย่าง	Acid sites (mmol NH ₃ /g)				Weak to Moderate: Strong Ratio
	Weak	Moderate	Strong	Total	
ZrO ₂	13.4	15.5	34.9	63.8	0.82
W/ZrO ₂ -TC	18.4	17.8	12.5	48.7	2.90
W/ZrO ₂ -AT	20.0	22.9	21.5	64.4	1.99
W/ZrO ₂ -PT	25.4	26.9	14.4	66.7	3.63

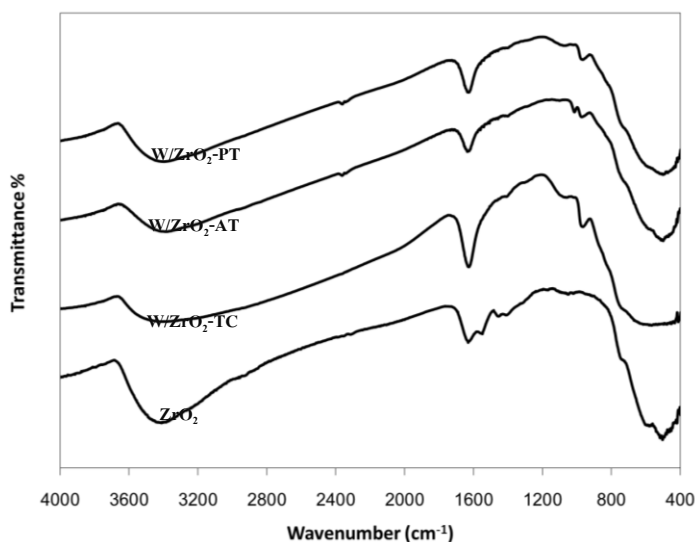
ปานกลางต่อกรดที่มีความแรงมาก (Weak to Moderate : Strong Ratio) ของตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO₂ มีค่าเพิ่มขึ้นเมื่อเปรียบเทียบกับตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO₂ โดยเรียงลำดับจากมากไปน้อยดังนี้ W/ZrO₂-PT > W/ZrO₂-TC > W/ZrO₂-AT > ZrO₂ และเมื่อพิจารณาความหนาแน่นของตำแหน่งกรดบนพื้นผิวของตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO₂ ดังตารางที่ 3 พบว่าความหนาแน่นของตำแหน่งกรดที่มีความแรงอย่างอ่อนและกรดที่มีความแรงปานกลางเป็นไปในทิศทางเดียวกับอัตราส่วนของผลรวมของชนิดกรดที่มีความแรงอย่างอ่อนและกรดที่มีความแรงปานกลางต่อกรดที่มีความแรงมากและความหนาแน่นของตำแหน่งกรดรวมของตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO₂ มีค่าเพิ่มขึ้นประมาณสองเท่าเมื่อเปรียบเทียบกับตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO₂ โดยค่าความหนาแน่นของตำแหน่งกรดที่มีความแรงอย่างอ่อนและกรดที่มีความแรงปานกลางเรียงลำดับจากมากไปน้อยได้ดังนี้ W/ZrO₂-PT > W/ZrO₂-TC > W/ZrO₂-AT > ZrO₂

ตารางที่ 3 ความหนาแน่นของตำแหน่งกรดบนพื้นผิวของตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO₂

ตัวอย่าง	Acid sites density (mmol NH ₃ /m ²)		
	Weak to Moderate	Strong	Total
ZrO ₂	0.15	0.18	0.33

W/ZrO ₂ -TC	0.43	0.15	0.58
W/ZrO ₂ -AT	0.40	0.20	0.60
W/ZrO ₂ -PT	0.47	0.13	0.60

เมื่อวิเคราะห์หุ้มฟังก์ชันของตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO₂-TC, W/ZrO₂-AT และ W/ZrO₂-PT ด้วยเทคนิค FT-IR spectrophotometer เปรียบเทียบกับตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO₂ ซึ่งไม่มีการเติมโลหะทั้งสเดน ดังรูปที่ 5 พบว่า ช่วงเลขคลื่น 2800-3655 cm⁻¹ เป็นการสั่นแบบยืดหด (stretching vibration) ของพันธะ O-H ในโมเลกุลน้ำ สำหรับช่วงเลขคลื่น 1200-1700 cm⁻¹ เป็นการสั่นของพันธะ O-H แบบงอ (bending vibrations) (Mkhize et al., 2015) ตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO₂ และตัวเร่งปฏิกิริยาที่มีการเติมทั้งสเดนจะมีความแตกต่างกันในช่วงเลขคลื่น 870-960 cm⁻¹ ซึ่งเป็นการสั่นของพันธะ W-O-W และ W=O (Massa et al., 2013) โดยจะปรากฏ ฟ้าอย่างชัดเจนในตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO₂-TC, W/ZrO₂-AT และ W/ZrO₂-PT สำหรับในช่วงเลขคลื่น 500-800 cm⁻¹ คือ การสั่นของพันธะในเฟสโมโนคลีนิกและเฟสเตตระโกนอลของเซอร์โคเนีย (Park et al., 2010; Sohn & Park, 1998) ซึ่งสอดคล้องกับผลวิเคราะห์การเลี้ยวเบนรังสีเอ็กซ์ที่พบว่าเฟสโมโนคลีนิกและเฟส เตตระโกนอลของเซอร์โคเนีย



รูปที่ 5 สเปกตรัม FT-IR ของตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO₂, W/ZrO₂-TC, W/ZrO₂-AT และ W/ZrO₂-PT

2. ผลการศึกษาปฏิกิริยาการขจัดน้ำของเอทานอล

เมื่อทดสอบความว่องไวของตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO₂, W/ZrO₂-TC, W/ZrO₂-AT และ W/ZrO₂-PT ในปฏิกิริยาการขจัดน้ำของเอทานอล เพื่อหาค่าการเปลี่ยนของเอทานอล ค่าการเลือกเกิดเอทิลีนและค่าการเลือกเกิดไดเอทิล

อิเทอร์ พบว่าจากผลการทดลอง ร้อยละการเปลี่ยนของเอทานอลเพิ่มขึ้นตามอุณหภูมิ โดยตัวเร่งปฏิกิริยาที่มีการเติมโลหะทั้งสแตนจะให้ค่าการเปลี่ยนของเอทานอลมากกว่าตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO_2 เมื่อเปรียบเทียบที่อุณหภูมิเดียวกัน แสดงดังรูปที่ 6 ความว่องไวของตัวเร่งปฏิกิริยาเมื่อเรียงลำดับจากมากไปน้อยตามแนวโน้มของค่าการเปลี่ยนของเอทานอลเป็นดังนี้ $W/ZrO_2-PT > W/ZrO_2-TC > W/ZrO_2-AT > ZrO_2$ ซึ่งตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO_2-PT ให้ค่าการเปลี่ยน

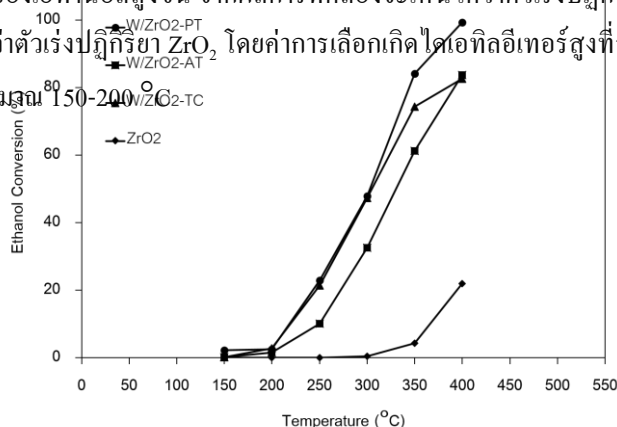
ของเอทานอลสูงที่สุดเท่ากับ 99.3 ที่อุณหภูมิ $400^\circ C$ ค่าความเป็นกรดของตัวเร่งปฏิกิริยามีความสำคัญมากต่อปฏิกิริยาการขจัดน้ำของเอทานอล โดยเฉพาะอย่างยิ่ง ตัวเร่งปฏิกิริยาที่มีสภาพกรดบรอนสเตดจะมีความว่องไวมากกว่าตัวเร่งปฏิกิริยาที่มีสภาพกรดลิวอิส ซึ่งตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO_2 โดยทั่วไปจะมีเฉพาะสภาพกรดลิวอิสเท่านั้น (Hong et al., 2016) โดยที่ Macht et al. (2004) และ Phung et al. (2015) รายงานว่าการเติมโลหะทั้งสแตนทำให้ตัวเร่งปฏิกิริยามีสภาพกรดบรอนสเตดเพิ่มขึ้น ซึ่งสอดคล้องกับผลการทดลองที่แสดงให้เห็นว่าตัวเร่งปฏิกิริยาที่เติมโลหะทั้งสแตนให้ค่าการเปลี่ยนของเอทานอลมากกว่าตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO_2 สำหรับตัวเร่งปฏิกิริยาที่เติมโลหะทั้งสแตนด้วยสารตั้งต้นที่แตกต่างกัน พบว่าค่าการเปลี่ยนของเอทานอลมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นตามอัตราส่วนของผลรวมของชนิดกรดที่มีความแรงอย่างอ่อนและกรดที่มีความแรงปานกลางต่อกรดที่มีความแรงมากที่เพิ่มขึ้น

เมื่อพิจารณาจากการเลือกเกิดเอทิลีนซึ่งเป็นผลิตภัณฑ์หลักในปฏิกิริยาการขจัดน้ำของเอทานอล ดังรูปที่ 7 จะเห็นได้ว่าค่าการเลือกเกิดเอทิลีนเพิ่มขึ้นตามอุณหภูมิที่สูงขึ้น เนื่องจากปฏิกิริยาการเปลี่ยนเอทานอลเป็นเอทิลีนนั้นเป็นปฏิกิริยาดูดความร้อน (Sheng et al., 2014) เมื่ออุณหภูมิเพิ่มขึ้นการเลือกเกิดเอทิลีนจึงเพิ่มมากขึ้น โดยที่อุณหภูมิต่ำกว่า $350^\circ C$ ตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO_2 ให้ค่าการเลือกเกิดเอทิลีนสูงกว่าตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO_2 แต่เมื่อเพิ่มอุณหภูมิจนถึง $400^\circ C$ ตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO_2 จะมีค่าการเลือกเกิดเอทิลีนสูงกว่าตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO_2 แม้ว่าตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO_2 จะให้การเลือกเกิดเอทิลีนสูงในช่วงอุณหภูมิต่ำกว่า $350^\circ C$ แต่เนื่องจากตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO_2 ให้ค่าการเปลี่ยนของเอทานอลต่ำกว่าตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO_2 มาก จึงไม่เหมาะสมที่จะใช้เป็นตัวเร่งปฏิกิริยาสำหรับปฏิกิริยาการขจัดน้ำของเอทานอล การเติมโลหะทั้งสแตนนอกจากจะช่วยให้ค่าการเปลี่ยนของเอทานอลเพิ่มขึ้นแล้วยังให้ค่าการเลือกเกิดเอทิลีนมากขึ้นได้ถ้าใช้อุณหภูมิที่เหมาะสม โดยตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO_2-PT ให้ค่าการเลือกเกิดเอทิลีนสูงที่สุด เท่ากับ 98.9 ที่อุณหภูมิ $400^\circ C$ นอกจากนี้ปัจจัยที่มีผลต่อการเลือกเกิดเอทิลีนยังขึ้นอยู่กับชนิดความแรงของกรด เอทานอลจะถูกเปลี่ยนไปเป็นเอทิลีนได้ดิบดันตำแหน่งกรดที่มีความแรงอย่างอ่อน (Ramasamy & Wang, 2013; M & Yu, 2013) ซึ่งจากผลวิเคราะห์ด้วยเทคนิคโปรแกรมอุณหภูมิแอมโมเนียพบว่า การเติมโลหะทั้งสแตนบนตัวเร่งปฏิกิริยาเซอร์โคเนียจะช่วยให้ตัวเร่งปฏิกิริยามีอัตราส่วนของตำแหน่งกรดอย่างอ่อนถึงปานกลางเพิ่มขึ้น ดังนั้น ตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO_2-PT ซึ่งมีอัตราส่วนของผลรวมของชนิดกรดที่มีความแรงอย่างอ่อนและกรดที่มีความแรงปานกลางต่อกรดที่มีความแรงมากสูงที่สุด จึงให้ค่าการเลือกเกิดเอทิลีนสูงสุดซึ่งสอดคล้องกับงานของ Xin et al. (2014) ที่รายงานว่าค่าการเปลี่ยนของเอทานอลไปเป็นเอทิลีนสัมพันธ์โดยตรงกับตำแหน่งกรดที่มีความแรงอย่างอ่อนจนถึงปานกลาง ในขณะที่ตำแหน่งกรดที่มีความแรงมากจะทำให้เกิดปฏิกิริยาข้างเคียงได้ผลิตภัณฑ์เป็นสารประกอบโอเลฟินโมเลกุลสูง นอกจากนี้ ผลของความหนาแน่นของตำแหน่งกรดที่มีความแรงอย่างอ่อนและ

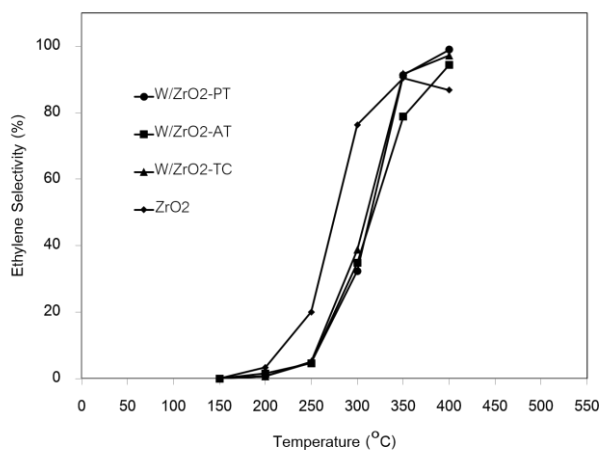
กรดที่มีความแรงปานกลางของตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO₂-PT ซึ่งมีค่าสูงสุดส่งผลต่อการเกิดเอทิลีน เนื่องจากตัวเร่งปฏิกิริยาที่มีความหนาแน่นของตำแหน่งกรดสูง จะทำให้ตำแหน่งกรดอยู่ใกล้ชิดกันมากกว่า เมื่อเอทานอลสองโมเลกุลถูกดูดซับบนตำแหน่งกรดสองตำแหน่งที่ใกล้กัน จะเกิดการรวมตัวกันเป็นไดเอทิลอีเทอร์ได้ง่ายกว่าเมื่อเปรียบเทียบกับกรณีที่มีตัวเร่งปฏิกิริยาที่มีความหนาแน่นของตำแหน่งกรดน้อย (ตำแหน่งกรดอยู่ห่างกันมากกว่า)

จากนั้น ไดเอทิลอีเทอร์จะสลายตัวให้เอทานอลและเอทิลีนเกิดขึ้น ดังนั้น ตัวเร่งที่มีความหนาแน่นของตำแหน่งกรดที่มีความแรงอ่อนและกรดที่มีความแรงปานกลางค่าสูง จึงมีความไวในการเร่งปฏิกิริยาการขจัดน้ำของเอทานอลสูงด้วย (Janlamool & Jongsomjit, 2017)

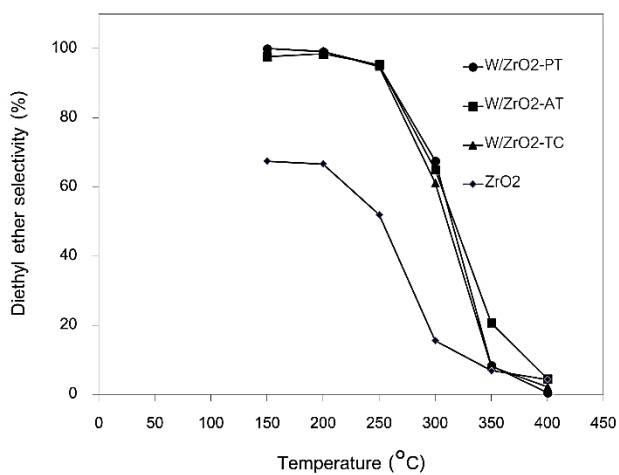
สำหรับปฏิกิริยาการเลือกเกิดเป็นไดเอทิลอีเทอร์นั้น เป็นปฏิกิริยาข้างเคียงที่เกิดขึ้นได้ดีที่อุณหภูมิต่ำ (อุณหภูมิประมาณ 200 °C) และเนื่องจากเป็นปฏิกิริยาคายความร้อนจึงเกิดได้น้อยลงเมื่ออุณหภูมิสูงขึ้น ผลการทดลองแสดงดังรูปที่ 8 หรืออาจกล่าวได้ว่า ไดเอทิลอีเทอร์จะเกิดเป็นผลิตภัณฑ์หลักเมื่อค่าการเปลี่ยนของเอทานอลต่ำ และจะลดลงเมื่อค่าการเปลี่ยนของเอทานอลสูงขึ้น จากผลการทดลองจะเห็นได้ว่าตัวเร่งปฏิกิริยา W/ZrO₂ ให้ค่าการเลือกเกิดไดเอทิลอีเทอร์สูงกว่าตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO₂ โดยค่าการเลือกเกิดไดเอทิลอีเทอร์สูงสุดมีค่าประมาณร้อยละ 97-100 ในช่วงอุณหภูมิประมาณ 150-240 °C



รูปที่ 6 ค่าการเปลี่ยนของเอทานอลในปฏิกิริยาการขจัดน้ำของเอทานอลของตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO₂, W/ZrO₂-TC, W/ZrO₂-AT และ W/ZrO₂-PT



รูปที่ 7 ร้อยละการเลือกเกิดของเอทิลีนในปฏิกิริยาการขจัดน้ำของเอทานอลของตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO₂, W/ZrO₂-TC, W/ZrO₂-AT และ W/ZrO₂-PT



รูปที่ 8 ร้อยละการเลือกเกิดของไดเอทิลอีเทอร์ในปฏิกิริยาการจัดน้ำของเอทานอลของตัวเร่งปฏิกิริยา ZrO_2 ,W/ ZrO_2 -TC, W/ ZrO_2 -AT และ W/ ZrO_2 -PT

จากผลการทดลองทั้งหมดที่กล่าวมาแล้วนั้น จะเห็นได้ว่าการเติมโลหะทั้งสแตนบนตัวรองรับเซอร์โคเนียจะส่งผลให้ตัวเร่งปฏิกิริยามีค่าการเปลี่ยนของเอทานอลเพิ่มขึ้นมากอย่างมีนัยสำคัญ นอกจากนี้ยังส่งผลให้ค่าการเลือกเกิดเป็นเอทิลีนและไดเอทิลอีเทอร์เพิ่มขึ้นด้วย โดยการใช้สารตั้งต้นทั้งสแตนที่แตกต่างกันในการเตรียมตัวเร่งปฏิกิริยา W/ ZrO_2 จะทำให้ได้ตัวเร่งปฏิกิริยาที่มีค่าความเป็นกรดเปลี่ยนแปลงไป ตัวเร่งปฏิกิริยาที่มีอัตราส่วนของ

ผลรวมของชนิดกรดที่มีความแรงอย่างอ่อนและกรดที่มีความแรงปานกลางต่อกรดที่มีความแรงมากที่สุดคือตัวเร่งปฏิกิริยา W/ ZrO_2 -PT ซึ่งเป็นตัวเร่งปฏิกิริยาที่ให้ค่าการเปลี่ยนของเอทานอล ค่าการเลือกเกิดเป็นเอทิลีนและไดเอทิลอีเทอร์สูงที่สุดด้วย เนื่องจากการเตรียมขึ้นจากสารตั้งต้นทั้งสแตนประเภทกรดเฮเทอโรโพลิซึ่งจะให้ค่าความเป็นกรดบรอนสเตดสูงกว่าสารตั้งต้นทั้งสแตนประเภทอื่น (Timofeeva, 2003)

สรุปผลการทดลอง

การทดสอบปฏิกิริยาจัดน้ำของเอทานอลด้วยตัวเร่งปฏิกิริยาทั้งสแตนเซอร์โคเนียที่เตรียมขึ้นจากสารตั้งต้นทั้งสแตนที่แตกต่างกัน ได้แก่ ทั้งสแตน กลอไรด์, แอมโมเนียมเมธาทั้งสแตน และกรดฟอสโฟทั้งสแตน พบว่าตัวเร่งปฏิกิริยาทั้งสแตนเซอร์โคเนียให้ค่าการเปลี่ยนของเอทานอลสูงกว่าตัวเร่งปฏิกิริยาเซอร์โคเนีย โดยตัวเร่งปฏิกิริยาทั้งสแตนเซอร์โคเนียที่เตรียมขึ้นจากสารตั้งต้นชนิดกรดฟอสโฟทั้งสแตน (W/ ZrO_2 -PT) มีความว่องไวในปฏิกิริยาจัดน้ำของเอทานอลสูงที่สุด โดยให้ค่าการเปลี่ยนของเอทานอล การเลือกเกิดเอทิลีน และการเลือกเกิดไดเอทิลอีเทอร์สูงที่สุด เนื่องจากการเตรียมโดยใช้สารตั้งต้นทั้งสแตนชนิด กรดฟอสโฟทั้งสแตน ทำให้ได้ตัวเร่งปฏิกิริยาที่มีอัตราส่วนของกรดชนิดความแรงอย่างอ่อนจนถึงปานกลางต่อกรดชนิดความแรงมากมีค่าสูง ซึ่งเป็นปัจจัยสำคัญที่ช่วยให้ปฏิกิริยาการเปลี่ยนเอทานอลไปเป็นเอทิลีนเกิดได้ดี

เอกสารอ้างอิง

- Albuquerque, E. M., Borges, L. E. P., Fraga, M. A., & Sievers, C. (2017). Relationship between acid–base properties and the activity of ZrO_2 -based catalysts for the Cannizzaro reaction of pyruvaldehyde to lactic Acid. *ChemCatChem*, 9(14), 2675-2683.
- Chaichana, E., Chaichana, N., Chitpong, N., & Jongsomjit, B. (2018). Catalytic dehydration of ethanol to ethylene and diethyl ether over alumina catalysts containing different phases with boron modification. *Journal of Porous Materials*, 26, 599–610.
- Chai, J., Zhu, S., Cen, Y., Guo, J., Wang, J., & Fan, W. (2017). Effect of tungsten surface density of WO_3 - ZrO_2 on its catalytic performance in hydrogenolysis of cellulose to ethylene glycol. *RSC Advances*, 7, 8567-8574.

- Cui, W., Jia, M., Ao, W., & Zhaorigetu, B. (2013). Selective oxidative esterification of alcohols on Au/ZrO₂ catalyst under ambient conditions. *Reaction Kinetics, Mechanisms and Catalysis*, 110, 437–448.
- Fu, Y., Hong, T., Chen, J., Auroux, A., & Shen, J. (2005). Surface acidity and the dehydration of methanol to dimethyl ether. *Thermochimica Acta*, 434, 22–6.
- Glinrun, P., & Glinrun, T. (2015). Biodiesel production from waste frying oil by two-step heterogeneous catalyzed process. *Burapha Science Journal*, 20(1), 95-105. (in Thai)
- Hong, E., Sim, H., & Shin, C. (2016). The effect of Brønsted acidity of WO₃/ZrO₂ catalysts in dehydration reactions of C₃ and C₄ alcohols. *Chemical Engineering Journal*, 292, 156–162.
- Janlamool, J., & Jongsomjit, B., & Praserthdam, P. (2017). Catalytic ethanol dehydration to ethylene over nanocrystalline X- and Y-Al₂O₃ Catalysts. *Journal of Oleo Science*, 66(9), 1029–1039.
- Kourieh, R., Bennici, S., & Auroux, A. (2010). Study of acidic commercial WO_x/ZrO₂ catalysts by adsorption microcalorimetry and thermal analysis techniques. *Journal of Thermal Analysis and Calorimetry*, 99, 849–853.
- Larsen, G., Lotero, E., Parra, R. D., Petkovic, L. M., Silva, H. S., & Raghavan, S. (1995). Characterization of palladium supported on sulfated zirconia catalysts by DRIFTS, XAS and n-butane isomerization reaction in the presence of hydrogen. *Applied Catalysis A: General*, 130, 213–226.
- Macht, J., Baertsch, C. D., May-Lozano, M., Soled, S. L., Wang, Y., & Iglesia, E. (2004). Support effects on Brønsted acid site densities and alcohol dehydration turnover rates on tungsten oxide domains. *Journal of Catalysis*, 227, 479–491.
- Massa, M., Andersson, A., Finocchio, E., Busca, G., Lenrick, F., & Wallenberg, L. R. (2013). Performance of ZrO₂-supported Nb- and W-oxide in the gas-phase dehydration of glycerol to acrolein. *Journal of Catalysis*, 297, 93–109.
- Mkhize, N. M., Sithole, B., & Ntunka, M. G. (2015). Heterogeneous acid-catalyzed biodiesel production from crude tall oil: A low-grade and less expensive feedstock. *Journal of Wood Chemistry and Technology*, 35, 374–385.
- Padoongpitukchon, C., & Jongsomjit, B. (2013). Characteristic of Ga modified ZrO₂ on W/ZrO₂ catalysts for esterification. *RSU National Research Conference 2013*. (pp. 222-227). Rangsit University: Thailand. (in Thai)
- Park, Y. M., Lee, J. Y., Chung, S. H., Park, I. S., Lee, S. Y., Kim, D. K., Lee, J. S., & Lee, K. Y. (2010). Esterification of used vegetable oils using the heterogeneous WO₃/ZrO₂ catalyst for production of biodiesel. *Bioresource Technology*, 101(1), S59–S61.

Phung, T. K., Hernández, L. P., & Busca, G. (2015). Conversion of ethanol over transition metal oxide catalysts:

Effect of tungsta addition on catalytic behaviour of titania and zirconia. *Applied Catalysis A: General*, 489, 180–187.

Ramasamy, K. K., & Wang, Y. (2013). Catalyst activity comparison of alcohols over zeolites. *Journal of Energy Chemistry*, 22(1), 65–71.

Rittirum, M., Jongsomjit, B., & Praserttham, S. (2019). A computational-experimental investigation on high ethylene selectivity in ethanol dehydration reaction found on WO_x/ZrO₂-activated carbon bi-support systems. *Scientific Reports*, 9. <https://doi.org/10.1038/s41598-019-56373-3>

Rorrer, J., Pindi, S., Toste, F. D., & Bell, A. T. (2018). Effect of alcohol structure on the kinetics of etherification and dehydration over tungstated zirconia. *ChemSusChem*, 11, 3104 – 3111.

Said, A. E. A. A., Abd El-Wahab, M. M., & Abd El-Aal, M. (2014). The catalytic performance of sulfated zirconia in the dehydration of methanol to dimethyl ether. *Journal of Molecular Catalysis A: Chemical*, 394, 40–47.

Sheng, Q., Guo, S., Ling, K., & Zhao, L. (2014). Catalytic dehydration of ethanol to ethylene over alkali-treated HZSM-5 zeolites. *Journal of the Brazilian Chemical Society*, 25, 1365-1371.

Sohn, J. R., & Park, M. Y. (1998). Preparation and characterization of tungsten oxide-zirconia catalyst. *Journal of Industrial and Engineering Chemistry*, 4(2), 84–93.

Spielbauer, D., Mekhemer, G., Bosch, E., & Knözinger, H. (1996). n-Butane isomerization on sulfated zirconia. Deactivation and regeneration as studied by Raman, UV–VIS diffuse reflectance and ESR spectroscopy. *Catalysis Letters*, 36, 59–68.

Sunita, G., Devassy, B. M., Vinu, A., Sawant, D. P., Balasubramanian, V. V., & Halligudi, S. B. (2008). Synthesis of biodiesel over zirconia-supported isopoly and heteropoly tungstate catalysts. *Catalysis Communications*, 9, 696–702.

Timofeeva, M. N. (2003). Acid catalysis by heteropoly acids. *Applied Catalysis A: General*, 256(1-2), 19–35.

Wei, Y., De Jongh, P. E., Bonati, M. L. M., Law, D. J., Sunley, G. J., & De Jong, K.P. (2015). Enhanced catalytic performance of zeolite ZSM-5 for conversion of methanol to dimethyl ether by combining alkaline treatment and partial activation. *Applied Catalysis A: General*, 504, 211–219.

- Wongmaneevil, P., Jongsomjit, B., & Praserttham, P. (2009). Influence of calcination treatment on the activity of tungstated zirconia catalysts towards esterification. *Catalysis Communications*, 10(7), 1079–1084.
- Xin, H., Li, X., & Y. Fang Y. (2014). Catalytic dehydration of ethanol over post-treated ZSM-5 zeolites. *Journal of Catalysis*, 312, 204–215.
- Yamaguchi, T. (2001). Alkane isomerization and acidity assessment on sulfated ZrO₂. *Applied Catalysis A: General*, 222(1–2), 237–246.
- Yang, X., Gao, R., Wei-Lin Dai, W., & Fan, K. (2008). Influence of tungsten precursors on the structure and catalytic properties of WO₃/SBA-15 in the selective oxidation of cyclopentene to glutaraldehyde. *Journal of Physical Chemistry C*, 112(10), 3819–3826.
- Zhang, M., & Yu, Y. (2013). Dehydration of ethanol to ethylene. *Industrial & Engineering Chemistry Research*, 52(28), 9505–9514.
- Zhang, X., Shi, H., & Xu, B. (2007). Comparative study of Au/ZrO₂ catalysts in CO oxidation and 1,3-butadiene hydrogenation. *Catalysis Today*, 122, 330–337.
- Zhu, Q., Chu, X., Zhang, Z., Dai, W., & Fan, K. (2012). Effect of the tungsten precursor on the high activity of the WO₃/ZrO₂ catalyst in the oxidative lactonization of 1,2-benzenedimethanol. *Applied Catalysis A: General*, 435, 141–147.

Research Article

การชุบแข็งผิวของเหล็กกล้า SKD61 โดยการพลาสมาไนโตรดิงที่อุณหภูมิต่ำ

Surface Hardening of SKD61 Steel using Low-Temperature Plasma Nitriding

สุนินาด แก้วนิสัย¹ อาทิตย์ จิ่งสูงเนิน^{2*}

Suninad Kaewnissai¹, Artit Chingsungnoen^{2*}

¹ ภาควิชาฟิสิกส์ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยมหาสารคาม อ.กันทรวิชัย จ.มหาสารคาม 44150 ประเทศไทย

² หน่วยวิจัยเทคโนโลยีพลาสมา ภาควิชาฟิสิกส์ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยมหาสารคาม อ.กันทรวิชัย จ.มหาสารคาม 44150 ประเทศไทย

¹ Department of Physics, Faculty of Science, Mahasarakham University, Kantharawichai District, Maha Sarakham 44150, Thailand

² Technological Plasma Research Unit, Department of Physics, Faculty of Science, Mahasarakham University, Kantharawichai District, Maha Sarakham 44150, Thailand

*E-mail: artit.c@msu.ac.th

Received: 22/04/2021; Revised: 22/07/2021; Accepted: 17/08/2021

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้ได้ทำการสังเคราะห์ชั้นไนโตรดบนเหล็กกล้าเครื่องมือ โดยการใช้พลาสมาช่วยให้เกิดกระบวนการไนโตรดิงที่อุณหภูมิต่ำ เหล็กกล้าเครื่องมือ SKD61 ถูกทำความสะอาดโดยใช้พลาสมาไฮโดรเจนเป็นเวลาครึ่งชั่วโมง จากนั้นถูกทำให้ร้อนในสภาวะสุญญากาศที่อุณหภูมิ 450 °C เป็นเวลาครึ่งชั่วโมง และทำพลาสมาไนโตรดิงต่อเป็นเวลา 4 ชั่วโมง โดยใช้อัตราการไหลของแก๊สไนโตรเจนคงที่ เท่ากับ 1000 sccm ผสมกับแก๊สไฮโดรเจนที่อัตราการไหลต่างกัน คือ 0 300 และ 500 sccm ที่ความดันขณะทำงานเท่ากับ 149 Pa พลาสมาถูกจุดโดยใช้แหล่งจ่ายไฟความถี่ 10 kHz และกำลังไฟฟ้าเฉลี่ย 53 W ได้ทำการตรวจวิเคราะห์สเปกตรัมทางแสงในระหว่างการทำพลาสมาไนโตรดิง พบการคายพลังงานของอะตอมไนโตรเจนที่ความยาวคลื่น 427.33 และ 585.57 nm และอะตอมไฮโดรเจนที่ความยาวคลื่น 434.05 486.14 และ 656.28 nm ได้ใช้เทคนิคการวัดการกระจายพลังงานของรังสีเอกซ์เพื่อตรวจสอบการมีอยู่ของไนโตรเจน พบว่าปริมาณไนโตรเจนมีค่าลดลงเมื่อใช้อัตราการไหลของแก๊ส

ไฮโดรเจนเพิ่มขึ้น และได้ใช้เทคนิคการเลี้ยวเบนรังสีเอกซ์เพื่อตรวจสอบโครงสร้างผลึก พบว่าชั้นงานที่ผ่านการทำพลาสมาไนไตรดิงสามารถตรวจพบเฟส ϵ -Fe₃N ที่มุม 2θ เท่ากับ 41.17 องศา และเฟส γ' -Fe₄N ที่มุม 47.97 และ 70.2

องศา นอกจากนั้นยังพบเฟส CrN ที่มุม 63.30 องศา ความหนาของชั้นไนไตรด์ถูกตรวจสอบด้วยกล้องจุลทรรศน์อิเล็กตรอนแบบส่องกราด พบว่าเมื่อใช้แก๊สไฮโดรเจนที่ 0 300 และ 500 sccm เกิดการก่อตัวของชั้นไนไตรด์หนาเท่ากับ $184 \pm 9.51 \mu\text{m}$ $93 \pm 7.96 \mu\text{m}$ และ $77 \pm 5.56 \mu\text{m}$ ตามลำดับ ซึ่งทำให้ผิวชิ้นงานมีความแข็งเพิ่มขึ้นจาก $5.43 \pm 0.63 \text{ GPa}$ เป็น 11.36 ± 1.20 12.17 ± 0.35 และ $7.42 \pm 0.62 \text{ GPa}$ ตามลำดับ

คำสำคัญ: พลาสมาไนไตรดิงอุณหภูมิต่ำ; เหล็กกล้าเครื่องมือ; SKD61

Abstract

In this research, a nitride layer on tool steel was synthesized using a plasma-assisted nitriding process at low temperatures. Before nitriding, the SKD61 tool steel was cleaned with a hydrogen plasma for half an hour. Then, it was heated in a vacuum with 450 °C for half an hour and followed by plasma nitriding for 4 hours. The nitrogen flow rate was kept at 1000 sccm and mixed with the hydrogen as a different flow rate of 0, 300, and 500 sccm. The operating pressure was held at 149 Pa. The plasma was generated using a 10 kHz power supply with an average power of 53 W. The optical emission spectra during the plasma nitriding process were analyzed. The atomic nitrogen species were detected at the wavelengths of 427.33 and 585.57 nm. The atomic hydrogens at the wavelengths of 434.05, 486.14, and 656.28 nm also were founded. The energy-dispersive X-ray spectroscopy was used for the elemental analysis of a sample. The atomic nitrogen concentration decrease with the increase of hydrogen flow rate. The structural property of the nitrided specimens was examined using the X-ray diffraction technique. The ϵ -Fe₃N phase was found corresponding to the 2θ of 41.17, and the γ' -Fe₄N phase was also detected at 47.97 and 70.2. Moreover, the CrN phase arising from the precipitation was identified at 63.30. The thickness of the nitrided layer was estimated from the SEM image. It appears that the nitrogen can diffuse into the specimens up to 184, 93, and 77 μm . The Vicker hardness of the nitrided samples was increased from $5.43 \pm 0.63 \text{ GPa}$ to 11.36 ± 1.20 , 12.17 ± 0.35 , and $7.42 \pm 0.62 \text{ GPa}$ that is corresponding to the hydrogen flow rate of 0, 300, and 500 sccm, respectively.

Keywords: Low-temperature plasma nitriding; Tool steel; SKD61

บทนำ

เหล็กกล้าเครื่องมือ ถูกผลิตขึ้นเพื่อใช้ทำเครื่องมือ ส่วนมากใช้ทำเป็นแม่พิมพ์หรือเครื่องมือสำหรับตัดเฉือนวัสดุอื่น ดังนั้นเหล็กกล้าเครื่องมือจึงต้องมีสมบัติทางด้านความแข็งที่สูง ทนต่อแรงกระแทก และคงความแข็งที่อุณหภูมิสูงได้ เป็นต้น การจำแนกประเภทของเหล็กกล้าเครื่องมือตามมาตรฐาน AISI สามารถแบ่งออกเป็น 6 ประเภท คือ เหล็กกล้าเครื่องมือขึ้นรูปเย็น (W, O, A, D) เหล็กกล้าเครื่องมือทนแรงกระแทก (S) เหล็กกล้าเครื่องมือขึ้นรูปร้อน (H) เหล็กกล้าเครื่องมือความเร็วสูง (M, T) เหล็กกล้าแม่พิมพ์ (P) และเหล็กกล้ากลุ่มพิเศษ (L) (Thammachot, 2017)

H13 หรือ SKD61 เป็นเหล็กกล้าเครื่องมือขึ้นรูปร้อนในกลุ่มโครเมียม ที่มีส่วนผสมของธาตุคาร์บอน 0.4 wt.% ซิลิกอน 1 wt.% โครเมียม 5.3 wt.% โมลิบดีนัม 1.4 wt.% และวานาเดียม 1 wt.% โดยประมาณ (Speciality Metals LLC, n.d.) นิยมนำไปใช้ทำเครื่องมืองานร้อนต่าง ๆ เช่น แม่พิมพ์อัดขึ้นรูป หรือแม่พิมพ์ฉีดพลาสติก เป็นต้น การเติมธาตุผสมจำพวก โครเมียม โมลิบดีนัม และวานาเดียม จะช่วยทำให้เกิดเฟสคาร์ไบด์ขึ้นขณะทำเทมเปอร์ (tempering) ซึ่งเป็นเฟสที่จะช่วยลดความอ่อนตัวเนื่องจากอุณหภูมิที่สูงถึง 430 °C (Thammachot, 2017) ถึงแม้ว่าเฟสคาร์ไบด์จะสามารถคงความแข็งไว้ได้ที่อุณหภูมิสูง แต่ถ้าต้องอยู่ภายใต้ความร้อนสูงมากและเป็นเวลานาน จะส่งผลให้เฟสคาร์ไบด์นั้นละลายจนหมดและเกิดการอ่อนตัวของวัสดุได้ และในบางสภาวะงานที่ต้องรองรับแรงกระแทก ชิ้นส่วนเหล่านั้นมักจะเกิดการแตกร้าวและเสื่อมประสิทธิภาพในที่สุด ดังนั้นจึงมีความคิดที่จะเพิ่มความแข็งให้กับ SKD61 เพื่อเพิ่มขอบเขตการประยุกต์ใช้งานให้กว้างขึ้นและเพื่อยืดอายุการใช้งานด้วยการชุบแข็งที่ผิว (surface hardening)

ในงานวิจัยนี้จึงต้องการที่จะเพิ่มความแข็งเชิงผิวให้กับ SKD61 ด้วยกรรมวิธีพลาสมาไนไตรดิง เพื่อสร้างชั้นแข็งที่ผิวของวัสดุในช่วงเฟอร์ไรท์ (Paa-rai, 2005) เนื่องจากเป็นกรรมวิธีที่ใช้พลาสมาเป็นตัวช่วยในการแตกตัวของไนโตรเจน และสร้างชั้นไนไตรด์ได้ที่อุณหภูมิต่ำกว่าการชุบแข็งที่ผิวแบบอื่น ๆ ที่ต้องใช้อุณหภูมิในกระบวนการอยู่ในช่วง 600 ถึง 1000 °C (Panfil et al., 2017; Thammachot, 2017; Wu et al., 1999) ถ้าวัสดุได้รับความร้อนที่สูงต่อเนื่องเป็นเวลานาน จะส่งผลให้โครงสร้างผลึกของวัสดุทั้งก่อนเปลี่ยนเป็นเฟสมาร์เทนไซต์ที่มีสมบัติที่แข็งแต่เปราะ (Liu et al., 2020) กระบวนการพลาสมาไนไตรดิง คือการทำให้แก๊สไนโตรเจนเกิดการแตกตัวเป็นไนโตรเจนไอออนและไนโตรเจนอะตอมแล้วเข้าไปจับกับอะตอมของเหล็กที่ผิววัสดุที่อยู่ในเฟสเฟอร์ไรท์ (อุณหภูมิต่ำกว่า 590 °C) (Thammachot, 2017) ก่อนแพร่เข้าไปด้วยกระบวนการแพร่แบบแทรก (interstitial diffusion) ซึ่งเป็นกระบวนการแพร่ที่อะตอมของไนโตรเจนที่มีขนาดเล็กเคลื่อนที่ไปตามช่องว่างระหว่างอะตอมของเหล็กที่มีขนาดใหญ่ (Callister, 1991) ก่อนจะสร้างพันธะและเกิดเป็นเฟสเหล็กไนไตรด์จนส่งผลให้ผิวชิ้นงานมีความแข็งเพิ่มขึ้นถึง 10 GPa (Díaz-Guillén et al., 2020; Pinedo & Monteiro, 2004)

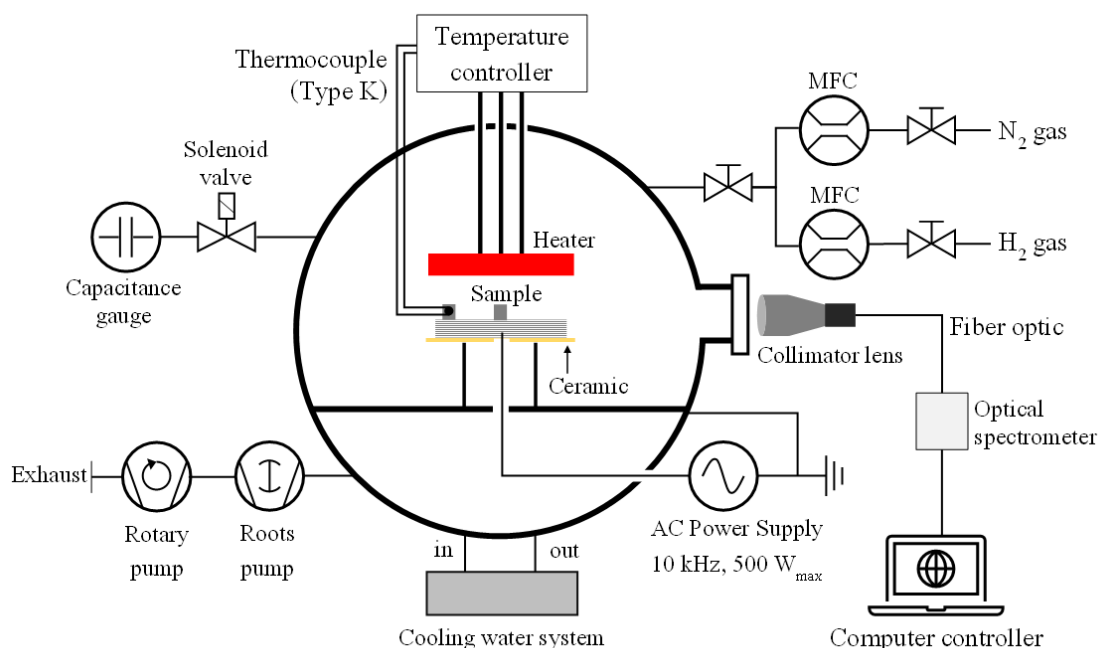
ในงานวิจัยนี้จึงมีวัตถุประสงค์ที่จะนำเหล็กกล้าเครื่องมือมาทำพลาสมาไนไตรดิงที่อุณหภูมิต่ำเพื่อสร้างชั้นไนไตรด์ และปรับปรุงสมบัติเชิงกลให้ดีขึ้น โดยใช้เตาเผาสุญญากาศ (vacuum furnace) โดยใช้อัตราการไหลของ

แก๊สไนโตรเจนคงที่เท่ากับ 1000 sccm และศึกษาผลของการผสมแก๊สไฮโดรเจนที่อัตราการไหลต่างกัน คือ 0 300 และ 500 sccm ในระหว่างกระบวนการทำพลาสมาไนไตรดิงได้ตรวจสอบสปีชีส์ที่อยู่ในพลาสมาโดยการตรวจวิเคราะห์สเปกตรัมทางแสง (optical emission spectroscopy: OES) และวัดความหนาของชั้นไนไตรด์ด้วยกล้องจุลทรรศน์อิเล็กตรอนแบบส่องกราด (scanning electron microscope: SEM) ตรวจสอบชนิดของธาตุด้วยเทคนิควิเคราะห์การกระจายพลังงานรังสีเอกซ์ (energy dispersive X-ray spectroscopy: EDS) ตรวจสอบโครงสร้างผลึกด้วยเทคนิคการเลี้ยวเบนรังสีเอกซ์ (X-ray diffraction: XRD) และตรวจวัดความแข็งระดับจุลภาคแบบวิกเกอร์ (Vickers micro-hardness) และความแข็งตามความลึกระดับนาโนโดยใช้โหมด enhanced stiffness procedure (ESP)

วิธีการทดลอง

การติดตั้งอุปกรณ์

รูปที่ 1 แสดงแผนผังของระบบพลาสมาไนไตรดิง ซึ่งประกอบด้วยภาชนะสุญญากาศทรงกระบอกความจุ 0.16 ลูกบาศก์เมตร ที่มีน้ำหล่อเย็นโดยรอบภาชนะสุญญากาศและสามารถควบคุมอุณหภูมิให้คงที่เท่ากับ 15 °C ตลอดช่วงที่ทำการทดลอง ปั๊มโรตารี (rotary pump: Edward, EH250 PFPE 50 Hz) และปั๊มรูท (roots pump: Edward, E2M40 PFPE) ถูกใช้ในการสร้างสภาวะสุญญากาศ โดยค่าความดันภายในภาชนะสุญญากาศถูกอ่านด้วยเกจวัดความดันแบบคาปาซิแตนซ์ (Inficon AG, CDG100D) ที่สามารถอ่านความดันได้ในช่วง 0.13 Pa ถึง 1.3×10^{-5} Pa



รูปที่ 1 แผนผังระบบพลาสมาในไตรดิง

อัตราการไหลของแก๊สไนโตรเจนและแก๊สไฮโดรเจนถูกควบคุมโดยใช้ Mass flow controller โดยแก๊สไนโตรเจน สามารถปรับอัตราการไหลได้ในช่วง 0-1000 sccm (MKS, GV50A) และแก๊สไฮโดรเจนสามารถปรับอัตราการไหลได้ในช่วง 0-500 sccm (MKS, 2179A) ชิ้นงานถูกติดตั้งบนขั้วไฟฟ้าที่ใช้จุดพลาสมา โดยมีแผ่นให้ความร้อน (heater) อยู่ด้านบน หัววัดเทอร์โมคัปเปิลชนิด K (K-type thermocouple) ถูกหุ้มด้วยเซรามิกเพื่อป้องกันการถูกรบกวนจากแหล่งจ่ายไฟที่ใช้จุดพลาสมา อุณหภูมิของชิ้นงานถูกควบคุมด้วยชุดควบคุมอุณหภูมิ (temperature controller) ขั้วไฟฟ้าได้รับกำลังไฟฟ้าจากแหล่งจ่ายไฟกระแสสลับความถี่ 10 kHz ซึ่งทำหน้าที่เป็นแหล่งให้พลังงานกับแก๊สในกระบวนการพลาสมาในไตรดิง เลนส์รวมแสง (collimator lens) ความยาวโฟกัส 10 เซนติเมตร ถูกใช้สำหรับเก็บแสงที่เปล่งออกมาจากพลาสมาและส่งสัญญาณผ่านไฟเบอร์ออปติกเข้าสู่เครื่องวิเคราะห์สเปกตรัมทางแสง (optical spectrometer, AvaSpec-ULS4096CL-EVO) ที่ถูกควบคุมโดยคอมพิวเตอร์เพื่อแสดงและประมวลผลผ่านโปรแกรม AvaSoft 8 ก่อนการใช้งานสเปกโตรมิเตอร์ความไวของซีซีดี (charge couple device) ในแต่ละพิกเซล จะถูกสอบเทียบ (calibrate) กับสเปกตรัมของแสงที่ปลดปล่อยออกมาจากวัตถุดำ (blackbody radiation) เส้นสเปกตรัมของแสงถูกบันทึกในช่วงความยาวคลื่น 300-900 nm ใช้ระยะเวลาเก็บแสง 500 ms และเฉลี่ย 3 ครั้ง ลักษณะเส้นสเปกตรัมของแสงที่บันทึกได้จะถูกนำมาจำแนก (identified) เป็นชนิดของสปีชีส์ โดยใช้ฐานข้อมูลจากออนไลน์จาก NIST Atomic Spectra Database Lines Data (Kramida et al., 2020)

การทำพลาสมาในไตรดิง

ในงานวิจัยนี้ ได้ใช้เหล็กกล้าเครื่องมือในกลุ่ม SKD61 หรือ H13 ที่มีลักษณะเป็นเม็ดทรงกระบอก ขนาดเส้นผ่านศูนย์กลาง 15 มิลลิเมตร สูง 20 มิลลิเมตร เป็นตัวอย่างที่ใช้ในการทำพลาสมาไนไตรดิง ชิ้นงานถูกทำความสะอาดด้วยสารละลายอะซิโตนโดยการสั่นในเครื่องอัลตราโซนิก เป็นเวลา 10 นาที และสารละลายเมทานอล 10 นาที 3 รอบ ที่อุณหภูมิ 50 °C จากนั้นชิ้นงานจะถูกเป่าให้แห้งด้วยลมร้อนทันที แล้วนำเข้าภาชนะสุญญากาศ ต่อมาจึงสูบลอากาศออกจากภาชนะสุญญากาศให้ได้ความดันฐานที่ 0.13 Pa จากนั้นชิ้นงานจะถูกทำความสะอาดด้วยพลาสมาไฮโดรเจน เป็นเวลา 30 นาที ที่กำลังไฟฟ้า 75 W โดยใช้แก๊สไฮโดรเจนที่อัตราการไหล 500 sccm ที่ความดัน 16 Pa ต่อด้วยการอุ่นร้อนชิ้นงานที่อุณหภูมิ 450 °C เป็นเวลา 30 นาที จึงเริ่มกระบวนการพลาสมาไนไตรดิงที่อุณหภูมิเดียวกันโดยใช้แก๊สไนโตรเจนที่อัตราการไหล 1000 sccm และใช้แก๊สไฮโดรเจนที่อัตราการไหลแตกต่างกัน 3 ค่า คือ 0 300 และ 500 sccm เป็นเวลา 240 นาที ที่กำลังไฟฟ้า 53 W ซึ่งจะใช้รหัสแทนเงื่อนไขการทำพลาสมาไนไตรดิงเป็น H0 H300 และ H500 ตามลำดับ ความดันขณะทำพลาสมาไนไตรดิงถูกควบคุมไว้ที่ 149 Pa ในขั้นตอนสุดท้ายชิ้นงานถูกทำให้เย็นตัวลงอย่างช้า ๆ มาที่อุณหภูมิห้องจึงนำออกจากภาชนะสุญญากาศ เงื่อนไขการทำพลาสมาไนไตรดิงแสดงดังตารางที่ 1 ค่าศักย์ไฟฟ้าที่ชั่วกำลังขณะทำความสะอาดพลาสมาและขณะทำพลาสมาไนไตรดิงถูกวัดโดยใช้หัววัดแรงดันสูง (Keysight N2771B, CA 95403-1738) หลังจากนั้นสำหรับการตรวจวิเคราะห์ความหนาโดยใช้ภาพถ่าย SEM ชิ้นงานจะถูกขัดผิวหน้าด้วยกระดาษทรายไล่ระดับจากเบอร์ P200 ถึง P2500 จากนั้นขัดเงาด้วยผงอะลูมินาขนาด 0.5 μm และ 0.05 μm ตามลำดับ และนำไปกัดผิวหน้าด้วยกรดไนตริกความเข้มข้น 10% เป็นเวลา 90 วินาที ในขณะที่ชิ้นงานอีกชุดหนึ่งจะถูกนำไปตรวจวิเคราะห์สมบัติความแข็ง วิเคราะห์การเกิดเฟสเหล็กไนไตรด์ ต่อไป ชิ้นงานควบคุมและชิ้นงานที่ผ่านการทำพลาสมาไนไตรดิงได้ถูกตรวจวิเคราะห์สัณฐานวิทยาของพื้นผิวโดยใช้กล้องจุลทรรศน์อิเล็กตรอนแบบส่องกราด (Hitachi, TM4000) ตรวจสอบชนิดของธาตุโดยใช้เครื่องวิเคราะห์การกระจายพลังงานรังสีเอกซ์ (FEI, Quanta 450) ตรวจสอบโครงสร้างผลึกด้วยเทคนิคการเลี้ยวเบนรังสีเอกซ์ (Bruker, D8 Advance) ตรวจวัดความแข็งระดับจุลภาคแบบวิกเกอร์ (Economical manual micro Vickers hardness tester, HV-1000 series) และตรวจวัดความแข็งตามความลึกโดยใช้เครื่อง Nanoindentor (Fischer, FISCHERSCOPE HM2000)

ตารางที่ 1 ตัวแปรที่ใช้ในกระบวนการพลาสมาไนไตรดิง

Parameters	Plasma cleaning	Preheating	Plasma nitriding	Cool down
Operate pressure (Pa)	16	0.7	149	0.7
Voltage (V_{rms})	475 $\pm$ 15	-	220, 240, 340	-
Average power (W)	~ 75	-	~ 53	-
H ₂ flow rate (sccm)	500	-	0, 300, 500	-
N ₂ flow rate (sccm)	-	-	1000	-

Operated time (min)	30	30	240	240
---------------------	----	----	-----	-----

ผลการทดลองและการวิจารณ์

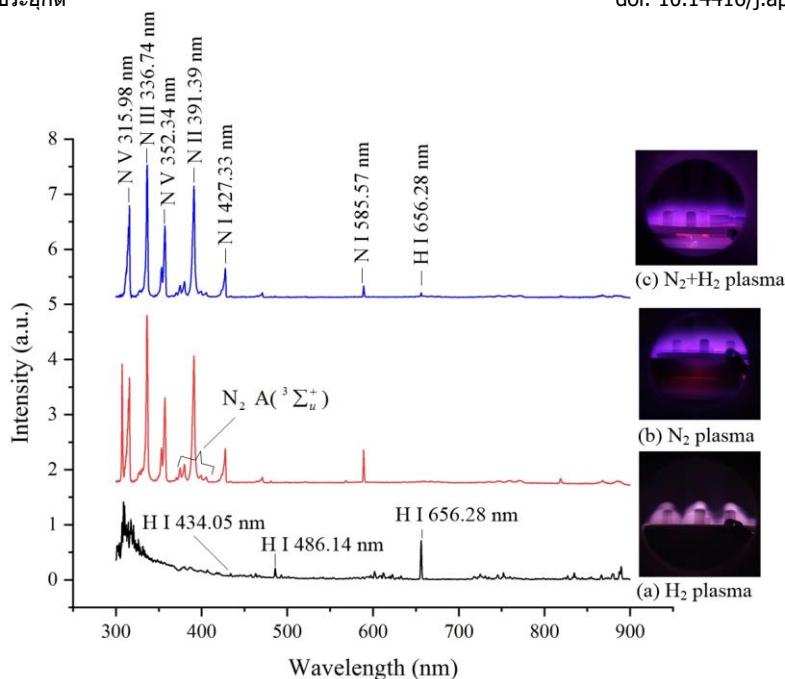
การวิเคราะห์สเปกตรัมทางแสงด้วยเทคนิค OES

การวิเคราะห์สเปกตรัมของแสงที่ปลดปล่อยออกมาจากพลาสมาเป็นเทคนิคที่ใช้ตรวจสอบชนิดของสปีชีส์ที่อยู่ในพลาสมาในระหว่างขั้นตอนการทำพลาสมาไนไตรดิง ทั้งนี้ยังสามารถนำข้อมูลที่วัดได้มาวิเคราะห์หาอุณหภูมิของอิเล็กตรอนได้โดยไม่เป็นการรบกวนต่อระบบ (Chingsungnoen et al., 2007) เทคนิคการวิเคราะห์สเปกตรัมอาศัยหลักการเปล่งแสงของอะตอมหรือโมเลกุลที่อยู่ในสถานะกระตุ้น ซึ่งเกิดจากการคายพลังงานของอิเล็กตรอนที่อยู่ในระดับพลังงานสูงเปลี่ยนสถานะกลับมาที่ระดับพลังงานต่ำกว่า ความยาวคลื่นของโฟตอนที่คายพลังงานออกมาสามารถนำไปจำแนกเป็นชนิดของสปีชีส์และความเข้มเส้นสเปกตรัมจะแปรผันโดยตรงกับความหนาแน่นของสปีชีส์นั้น ๆ ดังแสดงตามรูปที่ 2 เส้นสเปกตรัม (a) เกิดจากการเปล่งแสงของพลาสมาไฮโดรเจนในขั้นตอนการทำพลาสมาและกำจัดชั้นออกไซด์ เส้นสเปกตรัมที่มีความยาวคลื่น 434.05 486.14 656.28 nm สอดคล้องกับการเปลี่ยนสถานะของอิเล็กตรอนในอะตอมไฮโดรเจนจากระดับพลังงาน 5 4 3 กลับลงมาที่ระดับพลังงาน 2 ตามลำดับ แสงพลาสมามีลักษณะเป็นสีชมพูเนื่องจากเส้นสเปกตรัมสีแดงความยาวคลื่น 656.28 nm มีความเข้มมากกว่าเส้นอื่น ๆ นั่นเอง อะตอมไฮโดรเจนมีส่วนสำคัญอย่างมากในการลดความเข้มข้นของแก๊สออกซิเจนที่หลงเหลืออยู่ (residue oxygen gas) ในระบบสุญญากาศ เนื่องจากทั้งอะตอมไฮโดรเจนและออกซิเจนที่เกิดจากการแตกตัวเป็นพลาสมา สามารถรวมตัวกันเป็นไอน้ำ (H₂O) จึงถูกปั๊มสุญญากาศดูดออกไปจากภาชนะสุญญากาศ ปริมาณออกซิเจนที่ลดลงจะลดการเกิดชั้นออกไซด์ที่บริเวณผิวชิ้นงานในระหว่างการทำพลาสมาไนไตรดิง ทำให้อะตอมของไนโตรเจนสามารถแพร่เข้าไปในผิวชิ้นงานได้ง่ายขึ้น เนื่องจากไอออนถูกเร่งด้วยสนามไฟฟ้าที่บริเวณอิเล็กโทรด ชิ้นงานที่วางอยู่ที่ขั้วกำลังจึงถูกระดมชนด้วยไอออนไฮโดรเจน (H⁺) ขบวนการนี้สามารถทำให้อะตอมของออกซิเจนที่อยู่ในชั้นโลหะออกไซด์ (metal oxide) หลุดออกเปลี่ยนเป็นสถานะแก๊สและถูกปั๊มสุญญากาศดูดออกไปในที่สุด ตัวอย่างของสมการการกำจัดชั้นโลหะออกไซด์โดยใช้พลาสมาไฮโดรเจน แสดงได้ตามสมการที่ 1



ตามรูปที่ 2 เส้นสเปกตรัม (b) เกิดจากการเปล่งแสงของพลาสมาไนโตรเจนในระหว่างขั้นตอนการทำพลาสมาไนไตรดิงของชิ้นงาน H0 จะเห็นว่าแสงพลาสมามีสีออกไปทางสีน้ำเงินเนื่องจากเส้นสเปกตรัมส่วนใหญ่ที่พบมีความยาวคลื่นน้อยกว่า 450 nm พบพิคของอะตอมไนโตรเจนที่อยู่ในสถานะกระตุ้น N I N II N III และ N V นอกจากนั้นยังพบพิคของโมเลกุลไนโตรเจนในสถานะกระตุ้น N₂ A(³Σ_u⁺) ซึ่งเป็นอนุมูล (radical) ที่มักพบจากการแตกตัวของแก๊สไนโตรเจน (Uhm, 2015) สปีชีส์เหล่านี้มีบทบาทสำคัญต่อการเกิดปฏิกิริยาของเหล็กไนไตรด์ที่ผิว (สมการที่ 2) ตามแบบจำลองของโกเบล (Koebel's model) (Bernal, 2006)





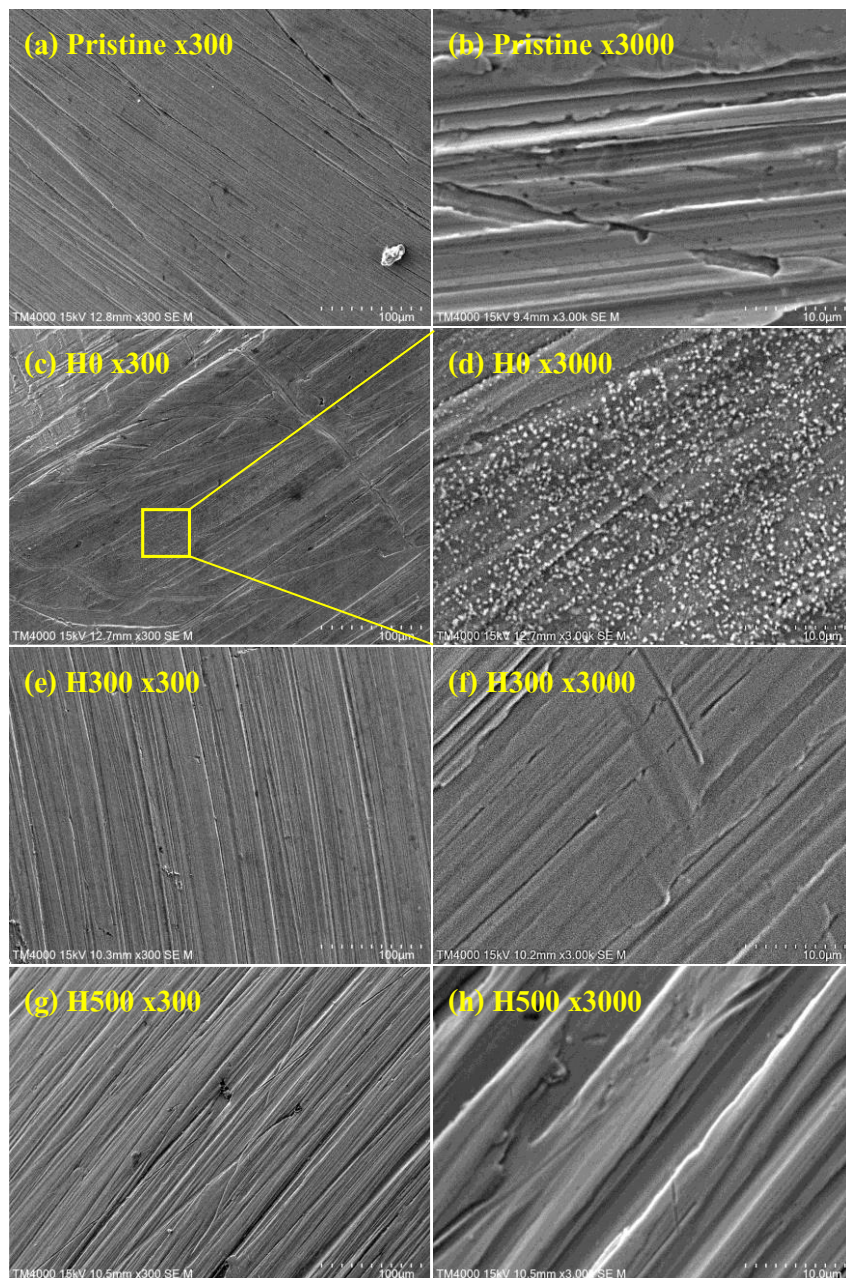
รูปที่ 2 สเปกตรัมของแสงที่เปล่งออกมาจาก (a) พลาสมาไฮโดรเจน (b) พลาสมาไนโตรเจน และ (c) พลาสมาไนโตรเจนผสมไฮโดรเจน

ตามรูปที่ 2 เส้นสเปกตรัม (c) เกิดจากการเปล่งแสงของพลาสมาไนโตรเจนผสมไฮโดรเจนในระหว่างขั้นตอนการทำพลาสมาไนโตรดิงของชิ้นงาน H500 ($N_2 = 1000 \text{ sccm} + H_2 = 500 \text{ sccm}$) จะเห็นว่าพบฟลักของอะตอมและโมเลกุลไนโตรเจนที่อยู่ในสถานะกระตุ้น แสงพลาสมามีลักษณะเป็นสีม่วงอมชมพูเนื่องจากยังพบฟลักของอะตอมไฮโดรเจนที่ความยาวคลื่น 656.28 nm ซึ่งเป็นแสงสีแดงแต่ความเข้มฟลักน้อยมากเนื่องจากแสงที่เปล่งออกมาจากพลาสมาไนโตรเจนมีความเข้มมากกว่า และเนื่องจากอะตอมไฮโดรเจนมีขนาดเล็กและมีมวลน้อย จึงทำให้แก๊สไนโตรเจนสามารถพาอะตอมของไฮโดรเจนออกไปจากระบบได้มาก ซึ่งส่งผลให้อะตอมของไฮโดรเจนหลงเหลือภายในภาชนะสุญญากาศน้อยกว่าในกระบวนการทำความสะอาดด้วยพลาสมา

การวิเคราะห์สัณฐานวิทยาด้วยเทคนิค SEM และองค์ประกอบของธาตุด้วยเทคนิค EDS

เทคนิคสเปกโทรเมตรีรังสีเอกซ์แบบกระจายพลังงาน หรือเรียกสั้น ๆ ว่าเทคนิค EDS เป็นการวิเคราะห์องค์ประกอบของธาตุที่เข้าร่วมกับกล้องจุลทรรศน์อิเล็กตรอนแบบส่องกราด รูปที่ 3 (a) และ 3 (b) แสดงภาพถ่าย SEM ที่กำลังขยาย 300 และ 3000 เท่า ของผิวชิ้นงาน SKD61 ที่ไม่ผ่านการทำพลาสมาไนโตรดิง (Pristine) ซึ่งจะสังเกตเห็นความขรุขระของผิวชิ้นงานที่เกิดจากการตัดและขัดชิ้นงานได้อย่างชัดเจน รูปที่ 3 (c) และ 3 (d) แสดงผิวชิ้นงานที่ผ่านการทำพลาสมาไนโตรดิงโดยใช้แก๊ส N_2 1000 sccm รูปที่ 3 (e) และ 3 (f) แสดงผิวชิ้นงานที่ผ่านการทำพลาสมาไนโตรดิงโดยใช้แก๊ส N_2 1000 sccm และ H_2 300 sccm และ รูปที่ 3 (g) และ 3 (h) แสดง

ผิวชิ้นงานที่ผ่านการทำพลาสมาไนโตรดิงโดยใช้แก๊ส N_2 1000 sccm และ H_2 500 sccm เมื่อเปรียบเทียบกับสัณฐานวิทยาของพื้นผิวชิ้นงาน H0 ที่ไม่มีส่วนผสมของแก๊สไฮโดรเจนในพลาสมา พบว่าผิวชิ้นงานมีเม็ดเกรนกระจายทั่วทั้งพื้นผิวชั้นนอก (รูปที่ 3 (d)) ซึ่งน่าจะเกิดจากการไม่มีไอออนไฮโดรเจนมาช่วยกำจัดชั้นออกไซด์ จึงทำให้อะตอมของไนโตรเจนแพร่เข้าไปที่ผิวชิ้นงานได้ช้าลง เกิดการออกันของอะตอมไนโตรเจนที่ผิว ในขณะที่เดียวกันไนโตรเจนไอออนที่ระดมชนพื้นผิวทำให้อะตอมของเหล็กหลุดออกและตกกลับไปที่พื้นผิว และฟอร์มตัวกับอะตอมไนโตรเจนเกิดเป็นอนุภาคนาโนไนไตรด์ (nitride nano-particle) (Díaz-Guillén et al., 2020) ที่สามารถรวมตัวกันเป็นอนุภาคนาโนใหญ่ได้ง่ายภายใต้อุณหภูมิสูง (She et al., 2013) จะมีลักษณะเป็นชั้นสีขาว (white layer) ซึ่งโดยทั่วไปจะประกอบไปด้วยเฟส $\epsilon\text{-Fe}_3\text{N}$ และเฟส $\gamma\text{'-Fe}_4\text{N}$ (Bernal, 2006) และเป็นชั้นที่มีสมบัติต้านทานการสึกหรอและมีความแข็งแรงสูงแต่เปราะ (Aghajani & Behrangi, 2017) ในขณะที่ชิ้นงาน H300 และ H500 มีส่วนผสมของแก๊สไฮโดรเจนในพลาสมาจะพบว่าไม่มีเม็ดเกรนที่บริเวณผิว ซึ่งน่าจะเกิดชั้นสีขาวน้อยมาก (Díaz-Guillén et al., 2020) เนื่องจากไฮโดรเจนไอออนมีส่วนช่วยในกำจัดชั้นออกไซด์ทำให้อะตอมไนโตรเจนสามารถแพร่เข้าไปในเนื้อชิ้นงานได้ดีขึ้น จึงไม่เกิดการรวมตัวกันของอนุภาคนาโนไนไตรด์เป็นอนุภาคนาโนใหญ่

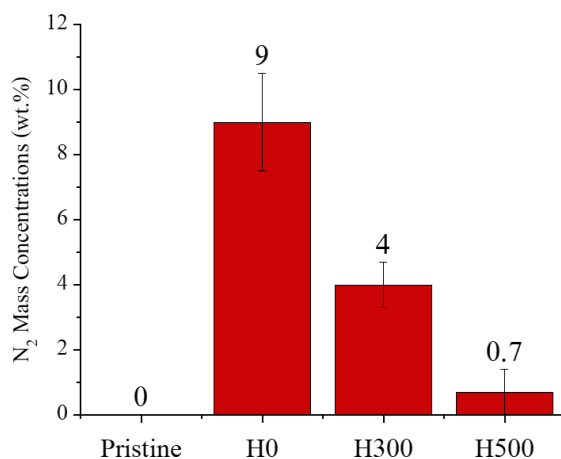


รูปที่ 3 ภาพถ่าย SEM ที่กำลังขยาย 300 และ 3000 เท่า ของชิ้นงาน SKD61 (a),(b) คววม (Pristine) (c),(d) ทำพลาสมาไนไตรดิงโดยใช้แก๊ส N₂ 1000 sccm (H0) (e),(f) N₂ 1000 sccm และ H₂ 300 sccm (H300) (g),(h) N₂ 1000 sccm และ H₂ 500 sccm (H500)

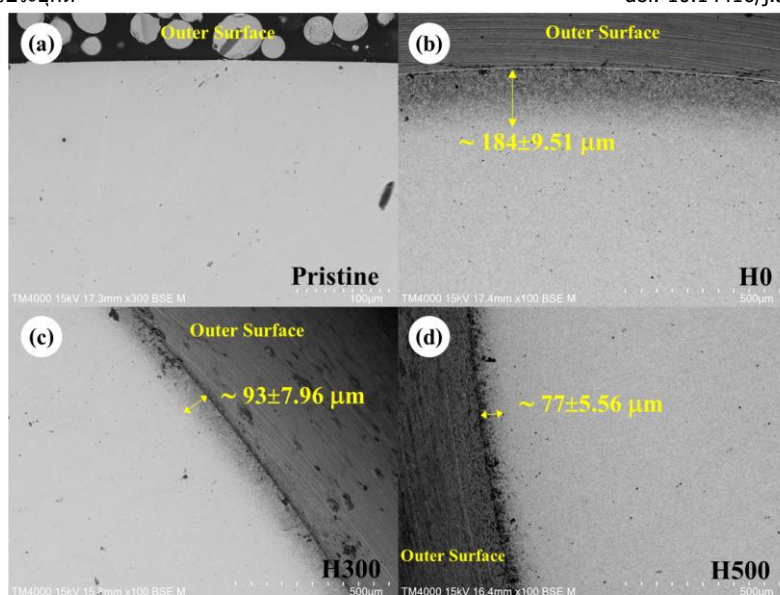
องค์ประกอบของธาตุเชิงผิวของแต่ละชิ้นงานแสดงได้ดังตารางที่ 2 โดยที่ปริมาณไนโตรเจนที่พื้นผิวมีแนวโน้มลดลงเมื่อปริมาณของแก๊สไฮโดรเจนเพิ่มขึ้น แสดงดังกราฟในรูปที่ 4 ซึ่งสามารถอธิบายได้ในเชิงพฤติกรรมของพลาสมา คือ แม้ว่าไอออนไฮโดรเจนจะมีบทบาทสำคัญในการกำจัดชั้นออกไซด์ แต่เมื่อปริมาณของแก๊สไฮโดรเจนมากขึ้น ทำให้มีโอกาสมากขึ้นที่อะตอมไฮโดรเจนและไอออนไฮโดรเจนจะเกิดการก่อดัวกับอะตอมไนโตรเจนที่บริเวณผิวและเปลี่ยนเป็นแก๊สแอมโมเนีย (NH_3) ทำให้สัดส่วนอะตอมไนโตรเจนลดลง ซึ่งจะส่งผลให้อัตราการแพร่ของอะตอมไนโตรเจนเข้าไปในเนื้อชิ้นงานลดลง และส่งผลไปถึงการก่อดัวของเฟสไนไตรด์ที่ลดลงไปด้วย โดยสังเกตได้จากภาพถ่ายภาคตัดขวาง SEM ที่กำลังขยาย 100 เท่า ในโหมด back scattered electron (BSE) บริเวณขอบของชิ้นงานที่ถูกขัดผิวหน้าออก ดังรูปที่ 5 จะพบว่าความหนาของชั้นไนไตรด์มีค่าลดลงจาก $184 \pm 9.51 \mu\text{m}$ เป็น $93 \pm 7.96 \mu\text{m}$ และ $77 \pm 5.56 \mu\text{m}$ เมื่อเพิ่มอัตราการไหลของแก๊สไฮโดรเจน เป็น 300 และ 500 sccm ตามลำดับ

ตารางที่ 2 เปอร์เซนต์ธาตุโดยน้ำหนักของชิ้นงาน SKD61 ก่อนและหลังการทำพลาสมาไนไตรดิง

รหัส	Elementary concentration (wt.%)							
	Fe	C	Cr	Mo	Si	V	O	N
Pristine	82.0 $\pm$ 0.9	8.7 $\pm$ 0.8	4.9 $\pm$ 0.1	1.2 $\pm$ 0.1	0.8 $\pm$ 0.1	0.8 $\pm$ 0.04	0.6 $\pm$ 0.6	-
H0	72.7 $\pm$ 1.0	6.6 $\pm$ 0.8	4.0 $\pm$ 0.8	1.0 $\pm$ 0.04	0.6 $\pm$ 0.1	0.7 $\pm$ 0.04	4.2 $\pm$ 0.3	9.0 $\pm$ 1.5
H300	80.9 $\pm$ 1.0	5.5 $\pm$ 0.5	4.9 $\pm$ 0.04	1.4 $\pm$ 0.1	0.8 $\pm$ 0.1	0.8 $\pm$ 0.04	0.8 $\pm$ 0.8	4.0 $\pm$ 0.7
H500	82.8 $\pm$ 1.1	5.8 $\pm$ 1.2	4.7 $\pm$ 0.1	1.6 $\pm$ 0.2	0.8 $\pm$ 0.1	0.8 $\pm$ 0.1	1.9 $\pm$ 0.1	0.7 $\pm$ 0.7



รูปที่ 4 ปริมาณไนโตรเจนโดยน้ำหนักตามเงื่อนไขการทำพลาสมาไนไตรดิงที่ต่างกัน

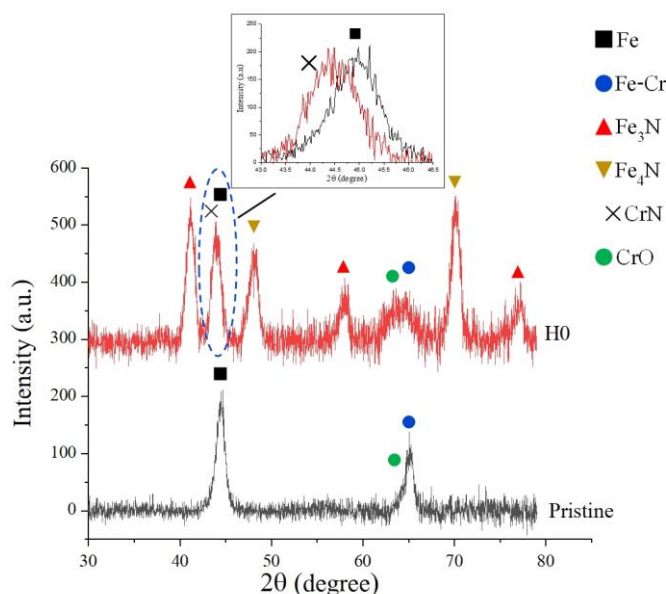


รูปที่ 5 ภาพถ่ายภาคตัดขวางในโหมด BSE ที่กำลังขยาย 100 เท่า ของชิ้นงาน SKD61 (a) ควบลูม (Pristine) (b) H0 (c) H300 และ (d) H500

การวิเคราะห์โครงสร้างผลึกด้วยเทคนิค XRD

ในงานวิจัยนี้ได้ทำการศึกษารูปแบบการประกอบและโครงสร้างของ SKD61 ทั้งที่ผ่านและไม่ผ่านการทำพลาสมาในไตรดิง เพื่อตรวจสอบการก่อตัวของชั้นไนไตรด์ ใช้นุม 2θ ในช่วง 30 ถึง 80 องศา ได้รูปแบบการเลี้ยวเบนของรังสีเอ็กซ์ ดังรูปที่ 6 เมื่อเปรียบเทียบกับตำแหน่งพิกัดกับฐานข้อมูล JCPDs ที่ปรากฏอยู่ในงานวิจัยของ Farghali & Aizawa, 2018; Huang et al., 2021; Keddani et al., 2005; Nascimento et al., 2009; Paa-rai, 2005; และ Xi et al., 2008 พบว่าชิ้นงานที่ไม่ผ่านการทำพลาสมาในไตรดิงปรากฏพิกซ์ของเหล็กที่ตำแหน่งมุมเลี้ยวเบน 44.47 องศา พิกซ์ของ Fe-Cr ตำแหน่งมุมการเลี้ยวเบน 65.1 องศา และพบการเกิดโครเมียมออกไซด์ (CrO) ที่ตำแหน่งมุมการเลี้ยวเบน 63.3 องศา ในส่วนของชิ้นงานที่ผ่านการทำพลาสมาในไตรดิงปรากฏพิกซ์ของเฟส $\epsilon\text{-Fe}_3\text{N}$ ที่ตำแหน่งมุมการเลี้ยวเบน 41.17 58.0 และ 77.0 องศา ซึ่งสอดคล้องกับโครงสร้างผลึกแบบ HCP (hexagonal close-packed) พบเฟส $\gamma'\text{-Fe}_4\text{N}$ ที่เป็นโครงสร้างแบบ FCC (face-center cubic) ปรากฏที่ตำแหน่งมุมการเลี้ยวเบน 47.97 และ 70.20 องศา ซึ่งทั้งสองเฟสนี้แสดงถึงการเกิดชั้นสีขาวที่บริเวณผิวชั้นนอก นอกจากนั้นยังพบการตกตะกอนของเฟส CrN ที่ตำแหน่งมุมการเลี้ยวเบน 43.9 องศา ดังแสดงตามภาพประกอบของรูปที่ 6 การตกตะกอนของโลหะไนไตรด์เหล่านี้มักเกิดขึ้นที่บริเวณขอบเกรนในชั้นใต้ชั้นสีขาว หรือเรียกชั้นนี้ว่าชั้นการแพร่ (diffusion layer) ซึ่งมีความสำคัญอย่างมากในการเพิ่มความแข็งที่ผิวให้กับชิ้นงาน (Aghajani & Behrangi, 2017) และจะสังเกตเห็นว่ารูปแบบการเลี้ยวเบนรังสีเอ็กซ์ของ H0 จะพบชั้นโครเมียมออกไซด์ที่ผิวสูงชันจากชิ้นงานควบลูม (Pristine) ที่มุมการเลี้ยวเบน 63.3 องศา

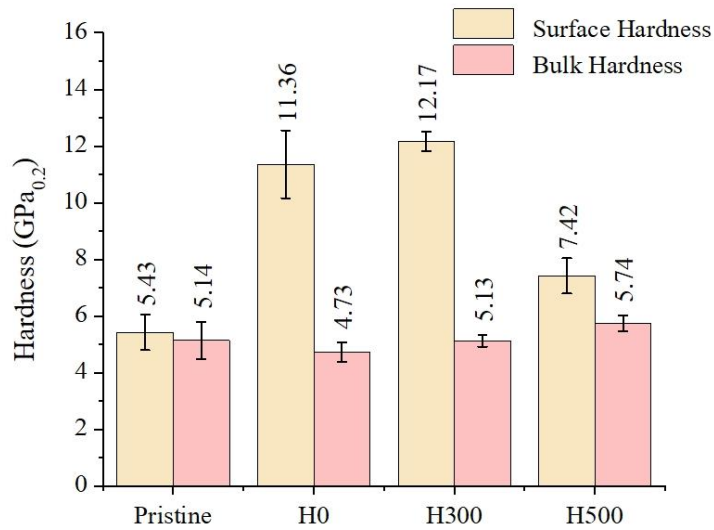
ซึ่งนั่นน่าจะเกิดจากการที่เงื่อนไขการทำพลาสมาในไตรดิง H0 ไม่ได้ใช้แก๊สไฮโดรเจนช่วยในการกำจัดชั้นออกไซด์ดังกล่าว



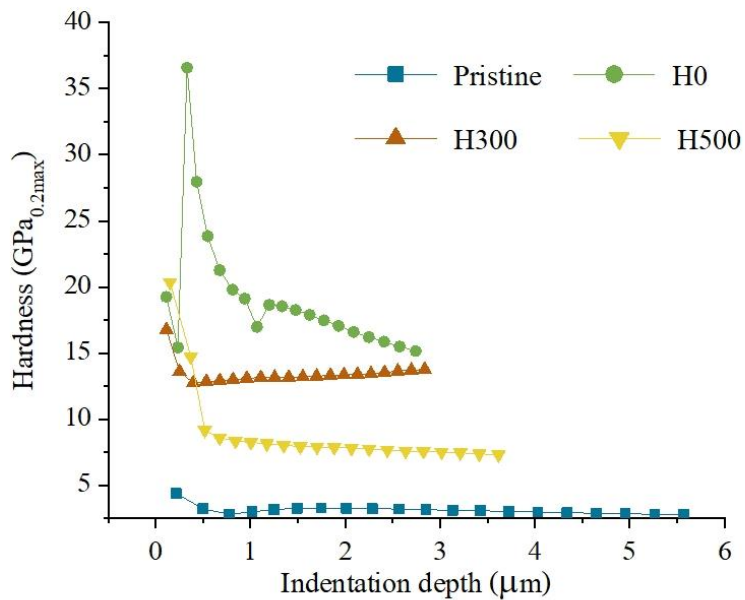
รูปที่ 6 เปรียบเทียบรูปแบบการเลี้ยวเบนรังสีเอ็กซ์ของชิ้นงาน SKD61 ที่ไม่ผ่านและผ่านการพลาสมาในไตรดิง

การวิเคราะห์ความแข็งแรงระดับจุลภาคแบบวิกเกอร์

ได้ทำการวัดความแข็งแรงของชิ้นงาน SKD61 ที่ไม่ผ่านและผ่านการพลาสมาในไตรดิง รูปที่ 7 เป็นผลการทดสอบความแข็งแรงระดับจุลภาค (microhardness) แบบวิกเกอร์ ใช้แรงกด 0.2 kgf หรือ 2 N กดผ่านหัวกดที่ทำด้วยเพชรรูปปิรามิดฐานสี่เหลี่ยมจัตุรัส มุมรวมที่ปลายหัวกด 136° โดยที่ชิ้นงานหนึ่งชิ้นจะถูกวัดความแข็งแรงในบริเวณที่โดนพลาสมาในไตรดิง (ด้านบน) และบริเวณที่ไม่โดนพลาสมาในไตรดิง (ฐานด้านล่าง) แต่ละชิ้นทำการวัดทั้งหมด 5 จุดที่แตกต่างกันแล้วหาค่าเฉลี่ย พบว่าชิ้นงานควบคุม (Pristine) มีค่าความแข็งแรงเฉลี่ยเท่ากับ 5.43 ± 0.63 GPa เมื่อทำพลาสมาในไตรดิงที่อุณหภูมิ 450°C เป็นเวลา 4 ชั่วโมง โดยใช้แก๊สไนโตรเจนที่อัตราการไหล 1000 sccm ความแข็งแรงเพิ่มขึ้นเป็น 11.36 ± 1.20 GPa และเมื่อผสมแก๊สไฮโดรเจนที่อัตราการไหล 300 sccm ความแข็งแรงมีค่าเพิ่มขึ้นเล็กน้อยเป็น 12.17 ± 0.35 GPa แต่เมื่อเพิ่มอัตราการไหลของแก๊สไฮโดรเจนเป็น 500 sccm ค่าความแข็งแรงกลับลดลงเหลือ 7.42 ± 0.62 GPa ในขณะที่ฐานด้านล่างชิ้นงานเป็นบริเวณที่ไม่ได้สัมผัสกับแก๊สและพลาสมา ค่าความแข็งแรงภายใน (bulk hardness) จึงมีค่าใกล้เคียงกับชิ้นงานควบคุมที่ไม่ได้ผ่านการพลาสมาในไตรดิง ซึ่งแสดงให้เห็นว่าการพลาสมาในไตรดิงสามารถเพิ่มความแข็งแรงเชิงผิว (surface hardness) ของชิ้นงานโดยที่ไม่ได้ไปทำให้ความแข็งแรงและความเหนียวภายในชิ้นงานเปลี่ยนแปลง การใช้แก๊สไฮโดรเจนที่มากเกินไป (ชิ้นงาน H500) จะลดอัตราการแพร่ของอะตอมไนโตรเจนส่งผลให้ความหนาของชั้นไนไตรด์ลดลง ความแข็งแรงเชิงผิวของชิ้นงานจึงลดลง



รูปที่ 7 ความแข็งแบบวิกเกอร์ที่ผิวด้านบนและฐานด้านล่างของชิ้นงานที่ผ่านและไม่ผ่านการทำพลาสมาในไตรดิง



รูปที่ 8 ความแข็งแบบวิกเกอร์ตามความลึกของชิ้นงานที่ผ่านและไม่ผ่านการทำพลาสมาในไตรดิง

รูปที่ 8 แสดงความแข็งแบบวิกเกอร์ตามความลึกของชั้นงานที่ผ่านและไม่ผ่านการทำพลาสมาในไตรดิง วัดโดยใช้โหมด ESP ซึ่งเป็นการเพิ่มแรงกด (load) และลดแรงกด (unload) เป็นช่วง ๆ จาก 0.1 N จนถึง 2.0 N ใช้การเพิ่มขึ้นครั้งละ 0.1 N ในทุกค่าแรงกดเครื่อง Nanoindenter จะแสดงค่าความแข็งที่สอดคล้องกับความลึก (depth) ออกมา ผลการทดลองพบว่าเมื่อใช้แรงกดถึงค่าสูงสุด 2 N ความแข็งของชั้นงานที่ผ่านการทำพลาสมาในไตรดิง H0 และ H300 มีค่าใกล้เคียงกัน ในขณะที่ชั้นงาน H500 มีค่าความแข็งลดลง ซึ่งสอดคล้องกับค่าความแข็งระดับจุลภาคในรูปที่ 7 และที่แรงกดเท่ากันผิวชั้นงานที่อ่อนกว่าหั่วกจะลงไปได้ลึกมากกว่า ซึ่งจะเห็นว่าชั้นงานที่ไม่ผ่านการทำพลาสมาในไตรดิง (Pristine) ที่ โหลด 2 N ตำแหน่งหั่วกจะลึกลงไปจากผิวถึงประมาณ 5.6 μm และความแข็งที่บริเวณผิวในช่วงความลึกน้อยกว่า 0.5 μm จะมีค่าสูงกว่าภายใน เป็นผลมาจากชั้นสีขาว (white layer) ที่เกิดขึ้นบริเวณผิวโดยธรรมชาติระหว่างกระบวนการไนไตรดิง ซึ่งโดยทั่วไปแล้วชั้นสีขาวจะมีความแข็งมากกว่าชั้นการแพร่ (diffusion layer) เล็กน้อย และจะลดลงเรื่อย ๆ ตามความลึก (Bernal, 2006) ดังนั้นในช่วงแรงกดที่มีค่าน้อย ๆ ชั้นงาน H0 จึงมีความแข็งมากกว่าชั้นงาน H300 และ H500 ซึ่งเป็นผลมาจากความหนาของชั้นสีขาวที่มากกว่าชั้นงานอื่น ๆ นั่นเอง

สรุปผลการทดลอง

งานวิจัยนี้ได้ทำการเพิ่มความแข็งที่ผิวให้กับเหล็กกล้าเครื่องมือ SKD61 ด้วยการทำพลาสมาในไตรดิงที่อุณหภูมิต่ำ (450 °C) เป็นเวลา 4 ชั่วโมง โดยใช้อัตราการไหลของแก๊สไนโตรเจนคงที่ เท่ากับ 1000 sccm ผสมกับแก๊สไฮโดรเจนที่อัตราการไหลต่างกัน คือ 0 300 และ 500 sccm พลาสมาถูกจุดโดยใช้แหล่งจ่ายไฟความถี่ 10 kHz ได้ทำการตรวจวิเคราะห์สเปกตรัมทางแสงในระหว่างการทำพลาสมาในไตรดิง พบอะตอมไนโตรเจนและไฮโดรเจนที่สถานะกระตุ้น อะตอมไนโตรเจนมีบทบาทสำคัญในการก่อตัวของเหล็กไนไตรด์ ขณะที่ไอออนไฮโดรเจนมีส่วนสำคัญในการกำจัดชั้นโลหะออกไซด์ที่ผิวชั้นงาน และสามารถจับกับอะตอมไนโตรเจนเกิดเป็นแก๊สแอมโมเนีย การใช้แก๊สไนโตรเจน 1000 sccm และแก๊สไฮโดรเจน 300 sccm ทำให้ชั้นงานที่ผ่านการทำพลาสมาในไตรดิงมีความแข็งที่ผิวเพิ่มขึ้นสูงสุดถึงประมาณ 12.17 GPa โดยที่ไม่มีเม็ดเกรนขนาดเล็กกระจายทั่วทั้งพื้นผิวชั้นนอก ผลการวัดความแข็งตามความลึก พบว่าความแข็งมีค่าสูงสุดที่ผิวด้านนอกและมีแนวโน้มลดลงเรื่อย ๆ ตามความลึก นั่นหมายถึง การทำพลาสมาในไตรดิงมีผลทำให้ความแข็งที่ผิวเพิ่มขึ้นจริง แต่ยังคงสมบัติความเหนียวของเนื้อชิ้นงานเดิมไว้ได้ และได้ทำการตรวจสอบการแพร่ของอะตอมไนโตรเจนโดยใช้เทคนิค EDS พบว่าที่ผิวมีปริมาณไนโตรเจนเพิ่มขึ้นอย่างชัดเจน ผลจากการตรวจสอบโครงสร้างผลึกโดยใช้เทคนิค XRD พบเฟส $\epsilon\text{-Fe}_3\text{N}$ และ $\gamma\text{'-Fe}_4\text{N}$ และการตกตะกอนของ C_6N ซึ่งเป็นการยืนยันการมีอยู่ของชั้นไนไตรด์ และโดยทั่วไปแล้วความแข็งที่ผิวจะสอดคล้องกับความหนาของชั้นไนไตรด์ จึงมีการตรวจสอบความหนาของชั้นไนไตรด์จากภาพถ่ายภาคตัดขวาง SEM พบความหนาของชั้นไนไตรด์เป็น $184 \pm 9.51 \mu\text{m}$ เป็น $93 \pm 7.96 \mu\text{m}$ และ $77 \pm 5.56 \mu\text{m}$ สอดคล้องกับอัตราการไหลแก๊สไฮโดรเจน 0 300 และ 500 sccm ตามลำดับ ซึ่งความหนาของชั้นไนไตรด์มี

แนวโน้มลดลงตามปริมาณแก๊สไฮโดรเจนที่เพิ่มขึ้น แต่ยังคงมีความแข็งแรงสูงกว่าชิ้นงานที่ไม่ผ่านการทำพลาสมาไนไตรดิ้ง

กิตติกรรมประกาศ

งานวิจัยนี้ได้รับทุนสนับสนุนส่วนหนึ่งจากศูนย์ความเป็นเลิศด้านฟิสิกส์ (ThEP-61-EQP-MSU2)

เอกสารอ้างอิง

- Aghajani, H., & Behrangi, S. (2017). *Plasma Nitriding of Steels*. Springer International, Cham, Switzerland.
<https://doi.org/10.1007/978-3-319-43068-3>
- Bernal, A. (2006). Investigation on Nitriding with Enphasis in Plasma Nitriding Process, Current technology and equipment. *Royal Institute of Technology-KTH*, 1(1), 1–37.
- Callister, W. D., & Rethwisch, D. G. (1991). *Materials science and engineering: An introduction* (8th ed.). John Wiley & Sons, Inc., United States of America.
- Chingsungnoen, A., Wilson, J. I. B., Amornkitbamrung, V., Thomas, C., & Burinprakhon, T. (2007). Spatially resolved atomic excitation temperatures in CH₄/H₂ and C₃H₈/H₂ RF discharges by optical emission spectroscopy. *Plasma Sources Science and Technology*, 16(3), 434–440. <https://doi.org/10.1088/0963-0252/16/3/002>
- Díaz-Guillén, J. C., Naeem, M., Hdz-García, H. M., Acevedo-Davila, J. L., Díaz-Guillén, M. R., Khan, M. A., Iqbal, J., & Mtz-Enriquez, A. I. (2020). Duplex plasma treatment of AISI D2 tool steel by combining plasma nitriding (with and without white layer) and post-oxidation. *Surface and Coatings Technology*, 385, 125420. <https://doi.org/10.1016/j.surfcoat.2020.125420>
- Farghali, A., & Aizawa, T. (2018). Nitrogen supersaturation process in the AISI420 martensitic stainless steels by low temperature plasma nitriding. *ISIJ International*, 58(3), 401–407. <https://doi.org/10.2355/isijinternational.ISIJINT-2017-451>
- Huang, Z., Guo, Z. X., Liu, L., Guo, Y. Y., Chen, J., Zhang, Z., Li, J. L., Li, Y., Zhou, Y. W., & Liang, Y. S. (2021). Structure and corrosion behavior of ultra-thick nitrided layer produced by plasma nitriding of austenitic stainless steel. *Surface and Coatings Technology*, 405, 126689. <https://doi.org/10.1016/j.surfcoat.2020.126689>
- Keddad, M., Djeghlal, M. E., & Barrallier, L. (2005). The use of Calphad approach to analyse the phase stability

- of nitrided 32CrMoV13 grade steel: Validation by XRD experiment. *Materials Letters*, 59(10), 1214–1218. <https://doi.org/10.1016/j.matlet.2004.12.030>
- Kramida, A., Ralchenko, Y., Reader, J., & Team, N. A. (2020). *NIST Atomic Spectra Database (version 5.8)*. National Institute of Standards and Technology. <https://doi.org/https://doi.org/10.18434/T4W30F>
- Liu, B. X., Fan, K. Y., Yin, F. X., Feng, J. H., & Ji, P. G. (2020). Effect of caliber rolling reduction ratios on the microstructure and mechanical properties of 45 medium carbon steel. *Materials Science and Engineering A*, 774, 138594. <https://doi.org/10.1016/j.msea.2020.138954>
- Nascimento, F. C., Foerster, C. E., da Silva, S. L. R., Lepienski, C. M., Siqueira, C. J. de M., & Alves, C. (2009). A comparative study of mechanical and tribological properties of AISI-304 and AISI-316 submitted to glow discharge nitriding. *Materials Research*, 12(2), 173–180. <https://doi.org/10.1590/S1516-14392009000200011>
- Paa-rai, C. (2005). *Characterization of plasma nitrided H13 tool steel* [Unpublished master's thesis]. Chulalongkorn University, Bangkok. (in Thai)
- Panfil, D., Kulka, M., Wach, P., Michalski, J., & Przestacki, D. (2017). Nanomechanical properties of iron nitrides produced on 42CrMo4 steel by controlled gas nitriding and laser heat treatment. *Journal of Alloys and Compounds*, 706, 63–75. <https://doi.org/10.1016/j.jallcom.2017.02.220>
- Pinedo, C. E., & Monteiro, W. A. (2004). On the kinetics of plasma nitriding a martensitic stainless steel type AISI 420. *Surface and Coatings Technology*, 179(2–3), 119–123. [https://doi.org/10.1016/S0257-8972\(03\)00853-3](https://doi.org/10.1016/S0257-8972(03)00853-3)
- She, D., Yue, W., Fu, Z., Gu, Y., Wang, C., & Liu, J. (2013). The effect of nitriding temperature on hardness and microstructure of die steel pre-treated by ultrasonic cold forging technology. *Materials & Design*, 49, 392–399. <https://doi.org/10.1016/j.matdes.2013.01.003>
- Thammachot, N. (2017). *Metallurgy* (2nd ed.). Chulalongkorn University Press, Bangkok, Thailand.
- Uhm, H. S. (2015). Generation of various radicals in nitrogen plasma and their behavior in media. *Physics of Plasmas*, 22(12), 123506. <https://doi.org/10.1063/1.4936796>
- Wu, S. K., Lin, H. C., & Lee, C. Y. (1999). Gas nitriding of an equiatomic TiNi shape-memory alloy: Part I: Nitriding parameters and microstructure characterization. *Surface and Coatings Technology*, 113(1–2), 17–24. [https://doi.org/10.1016/S0257-8972\(98\)00811-1](https://doi.org/10.1016/S0257-8972(98)00811-1)
- Xi, Y. T., Liu, D. X., & Han, D. (2008). Improvement of corrosion and wear resistances of AISI 420 martensitic

stainless steel using plasma nitriding at low temperature. *Surface and Coatings Technology*, 202(12), 2577-2583.

Academic Article

การแจกแจงเบ้ปกติ กรณีสองตัวแปรเดียว

The Univariate Skew-Normal Distribution

พรทิศา ทิวทัศน์^{1*}

Phontita Thiuthad^{1*}

¹หน่วยวิจัยสถิติและการประยุกต์ สาขาวิชาวิทยาศาสตร์การคำนวณ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์ อ.หาดใหญ่ จ.
สงขลา 90110 ประเทศไทย

¹Statistics and Applications Research Unit, Division of Computational Science, Faculty of Science, Prince of Songkla University,
Hat Yai, Songkhla 90110, Thailand

*E-mail: phontita.t@psu.ac.th

Received: 19/03/2021; Revised: 06/07/2021; Accepted: 17/08/2021

บทคัดย่อ

บทความนี้นำเสนอการแจกแจงเบ้ปกติ (skew-normal distribution) ซึ่งเป็นการแจกแจงรูปทั่วไปของการแจกแจงปกติ (normal distribution) โดยได้รวบรวมสมบัติเฉพาะที่สำคัญและการประยุกต์ของการแจกแจงไว้ อีกทั้งยังได้เสนอการประมาณค่าพารามิเตอร์ของการแจกแจงไว้ด้วย

คำสำคัญ: การแจกแจงเบ้ปกติ, การแจกแจงปกติ, ความเบ้, ตัวประมาณวิธีของโมเมนต์

Abstract

In this article, the skew-normal distribution is introduced which includes the normal distribution as a special case. Many characterization properties and applications of this distribution are summarized. The estimation of a skew-normal distribution parameter is also presented.

Keywords: skew-normal distribution, normal distribution, skewness, method of moments estimator

บทนำ

การแจกแจงปกติ (normal distribution) หรือที่มีชื่อเรียกที่เป็นที่รู้จักกันดีอีก 2 ชื่อ คือ การแจกแจงแบบเกาส์เซียน (Gaussian distribution) และกราฟระฆังคว่ำ (bell curve) เป็นการแจกแจงความน่าจะเป็นของตัวแปรสุ่มต่อเนื่องที่นิยมใช้กันมากที่สุด และนำมาประยุกต์ใช้อย่างกว้างขวางทางสถิติ (Thavaraputta, 2014) แม้ว่าจะมีการแจกแจงอื่นที่มีลักษณะเป็นรูประฆังคว่ำ เช่น การแจกแจงโคชี (Cauchy distribution) การแจกแจงที (t-distribution) การแจกแจงลอจิสติก (logistic distribution) ก็ตาม แต่เหตุผลสำคัญที่การแจกแจงปกติเป็นที่นิยมใช้กัน เนื่องจากการแจกแจงค่าตัวอย่างอย่างง่ายของการประมาณค่าพารามิเตอร์และการประยุกต์ใช้ของทฤษฎีบทขีดจำกัดส่วนกลาง (central limit theorem)

ในหลาย ๆ สถานการณ์ที่การแจกแจงปกติไม่สามารถประยุกต์ใช้ได้อย่างมีประสิทธิภาพ ตัวอย่างเช่น ปัญหาทางวิศวกรรม โดยเฉพาะความเชื่อถือได้ (reliability) และปัญหาการทดสอบอายุการใช้งาน (life testing problems) ซึ่งโดยทั่วไปค่าของข้อมูลหรือค่าสังเกตจะไม่เป็นลบ และแนวโน้มของการแจกแจงมีลักษณะเบ้ขวา ข้อมูลลักษณะนี้ การแจกแจงปกติไม่สามารถประยุกต์ใช้ได้เหมาะสม การแจกแจงเบ้ขวาที่เป็นที่รู้จักกันดี ได้แก่ การแจกแจงไวบูล (Weibull distribution) แจกแจงแกมมา (gamma distribution) และการแจกแจงลอจิกนอร์มัล (log-normal distribution) มีประสิทธิภาพมากกว่าการแจกแจงปกติในการศึกษาความเชื่อถือได้และปัญหาการทดสอบอายุการใช้งาน อย่างไรก็ตาม การแจกแจงเบ้ขวาที่กล่าวมายังมีข้อจำกัดในตัวเอง เช่น จำกัดแค่เพียงค่าสังเกตที่เป็นค่าบวก และไม่สามารถประยุกต์ใช้ได้หากข้อมูลมีลักษณะเบ้ซ้าย ดังนั้นการแจกแจงที่สามารถนิยามค่าสังเกตบนเส้นจำนวนจริงได้ทั้งค่าที่เป็นบวกและลบ และยังสามารถรองรับข้อมูลที่มีลักษณะเบ้ขวาหรือเบ้ซ้ายได้ด้วย คือ **การแจกแจงเบ้ปกติ (skew-normal distribution; SND)** ซึ่งมีความเหมาะสมและเป็นการแจกแจงที่สามารถครอบคลุมลักษณะของข้อมูลได้ดีกว่า

การแจกแจงเบ้ปกติ เป็นการแจกแจงรูปทั่วไปของการแจกแจงปกติ กล่าวอีกนัยหนึ่งคือ การแจกแจงปกติเป็นกรณีเฉพาะของการแจกแจงเบ้ปกตินั่นเอง ถ้า X เป็นตัวแปรสุ่มต่อเนื่องที่มีการแจกแจงเบ้ปกติ ที่มีพารามิเตอร์บ่งตำแหน่ง μ (location parameter) พารามิเตอร์บ่งขนาด σ (scale parameter) และพารามิเตอร์บ่งรูปร่าง λ (shape parameter) หรือเขียนแทนด้วย $X \sim SND(\mu, \sigma, \lambda)$ โดยมีฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็น (probability density function; pdf) ของ X (Azzalini, 1985) คือ

$$f(x) = (2/\sigma)\phi((x-\mu)/\sigma)\Phi(\lambda((x-\mu)/\sigma)), \quad -\infty < x < \infty, \quad (1)$$

สำหรับ $-\infty < \mu < \infty$, $-\infty < \lambda < \infty$, และ $\sigma > 0$ โดยที่ ϕ เป็นฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็นปกติมาตรฐาน (standard normal pdf) และ Φ เป็นฟังก์ชันการแจกแจงสะสมปกติมาตรฐาน (standard normal cumulatively distribution function; standard normal cdf) โดยที่

$$\phi(x) = \frac{e^{-x^2/2}}{\sqrt{2\pi}}, \quad (2)$$

และ

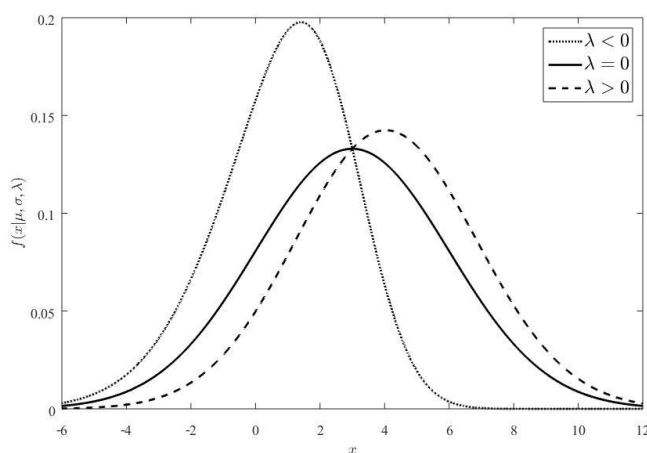
$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \phi(t)dt \quad (3)$$

สมการ (1) ได้มาจากรูปแบบทั่วไปของฟังก์ชันความหนาแน่น (Azzalini, 2014)

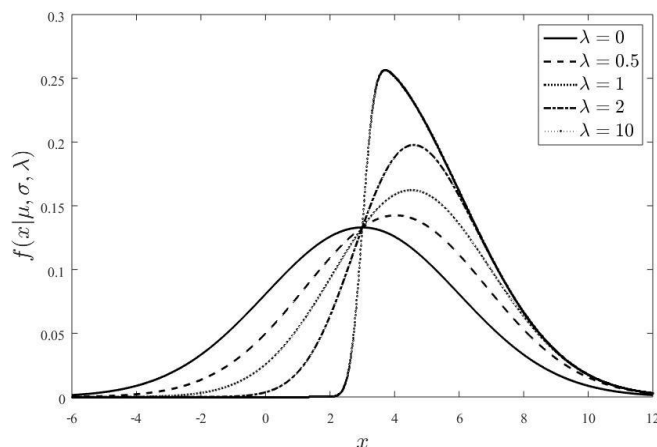
$$f(z) = 2f_0(z)G_0(\lambda z) \quad (4)$$

สำหรับ $z = (x - \mu)/\sigma$ โดยที่ f_0 เป็นฟังก์ชันสมมาตรรอบ 0 และ G_0 เป็นฟังก์ชันการแจกแจงต่อเนื่องที่สอดคล้องกับเงื่อนไขความสมมาตร $G_0(x) + G_0(-x) = 1$ สำหรับทุกค่า x ซึ่งสมการ (1) เป็นกรณีเมื่อ $f_0 = \phi$ และ $G_0 = \Phi$

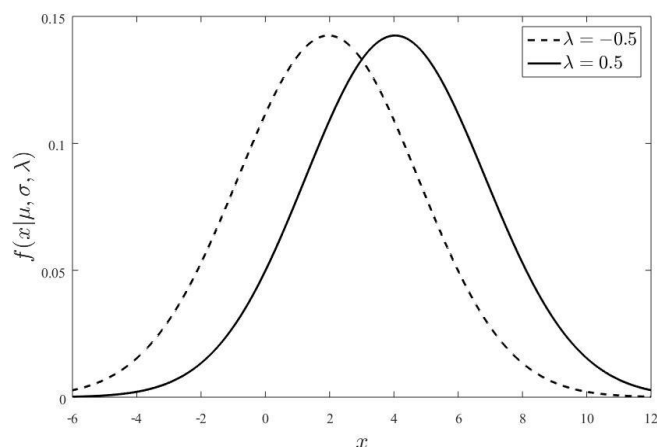
จากสมการ (1) จะเห็นว่า λ เป็นพารามิเตอร์ที่ควบคุมลักษณะรูปร่างของการแจกแจง ซึ่งทำให้การแจกแจงเบ้ปรกติมีความยืดหยุ่นมากกว่าการแจกแจงปรกติ เมื่อ $\lambda = 0$ เป็นกรณีของการแจกแจงปรกติ เมื่อ $\lambda > 0$ เป็นกรณีของการแจกแจงเบ้ขวา (positively skewed distribution) และเมื่อ $\lambda < 0$ เป็นกรณีของการแจกแจงเบ้ซ้าย (negatively skewed distribution) ดังรูปที่ 1 เมื่อค่าของ $|\lambda|$ เพิ่มขึ้น ความเบ้ของการแจกแจงก็จะเพิ่มขึ้น ดังรูปที่ 2 และเมื่อเครื่องหมายของ λ เปลี่ยน กราฟแสดงฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจง จะสมมาตรที่ด้านตรงข้ามตามแนวแกนตั้ง ดังแสดงในรูปที่ 3



รูปที่ 1 กราฟแสดงลักษณะการกระจายของการแจกแจงเบ้ปรกติ กรณี $\mu = 3$ และ $\sigma = 3$
เมื่อ λ มีค่าเป็นลบ ศูนย์ และบวก



รูปที่ 2 กราฟแสดงลักษณะการกระจายของการแจกแจงเบ้ปกติ กรณี $\mu=3$ และ $\sigma=3$ เมื่อเพิ่มความเบ้หรือขนาดของ λ



รูปที่ 3 กราฟแสดงความสมมาตรของการแจกแจงเบ้ปกติ กรณี $\mu=3$ และ $\sigma=3$ เมื่อเครื่องหมายของ λ เปลี่ยน

การแจกแจงเบ้ปกติ ได้ปรากฏเป็นครั้งแรกในปี ค. ศ. 1966 ในบทความวิจัยของ Roberts (Roberts, 1966) และต่อมาในงานของนักวิจัยอีกหลาย ๆ คน เช่น งานวิจัยของ O'Hagan และ Leonard (O'Hagan & Leonard, 1976) และ Aigner และ Lovell (Aigner & Lovell, 1977) แต่ชื่อการแจกแจงเบ้ปกติและสมการ (1) ได้ถูกทำให้เป็นที่รู้จักโดย Azzalini (Azzalini, 1985) ซึ่ง Azzalini ได้ศึกษาและรวบรวมเกี่ยวกับสมบัติเฉพาะของการแจกแจงเบ้ปกติไว้มากมาย

สมบัติเฉพาะที่สำคัญของการแจกแจงเบ้ปรกติ

1. X เป็นตัวแปรสุ่มต่อเนื่องที่มีการแจกแจงเบ้ปรกติที่มีพารามิเตอร์ μ, σ และ λ ($X \sim SND(\mu, \sigma, \lambda)$) ก็ต่อเมื่อ $Z = (X - \mu)/\sigma$ เป็นตัวแปรสุ่มต่อเนื่องที่มีการแจกแจงเบ้ปรกติที่มี $\mu = 0$ และ $\sigma = 1$ ($Z \sim SND(0, 1, \lambda)$) ซึ่งเรียกว่า การแจกแจงเบ้ปรกติมาตรฐาน (standard skew-normal distribution; SSND)
2. ถ้า $X \sim SND(\mu, \sigma, \lambda)$ แล้ว $-X \sim SND(-\mu, \sigma, -\lambda)$
3. ถ้า $\lambda \rightarrow \pm\infty$ แล้วการแจกแจงเบ้ปรกติมาตรฐาน ($SND(0, 1, \lambda)$) จะเข้าสู่การแจกแจงฮาล์ฟนอร์มัล (half-normal distribution) นั่นคือ การแจกแจงของ $\pm|U|$ โดยที่ $U \sim N(0, 1)$ (ดูรูปที่ 2 ประกอบ)
4. $Z^2 = (X - \mu)^2/\sigma^2$ มีการแจกแจงไคกำลังสองที่มีองศาเสรีเท่ากับ 1 ($Z^2 \sim \chi_1^2$) สำหรับ $X \sim SND(\mu, \sigma, \lambda)$
5. การแทนค่าเพิ่มเติม (additive representation)

ถ้า U และ V มีการแจกแจงปรกติมาตรฐานและเป็นอิสระต่อกัน ($U, V \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, 1)$) แล้ว

$$\left(\frac{\lambda}{\sqrt{1+\lambda^2}}|U| + \frac{1}{\sqrt{1+\lambda^2}}V \right) \sim SND(0, 1, \lambda) \quad (5)$$

สมบัติข้อนี้ใช้ในการสร้างข้อมูลที่มีแจกแจงเบ้ปรกติ (SND) ในการศึกษาด้วยการจำลอง (simulation study) หรือใช้ซอฟต์แวร์ช่วยจัดการ สามารถติดตั้งชุดคำสั่ง sn ในโปรแกรม R ได้ที่ <http://cran.r-project.org/package=sn>

6. ฟังก์ชันก่อกำเนิดโมเมนต์ของตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงเบ้ปรกติ คือ

$$M(t) = 2\psi(t)\Phi\left(\frac{\lambda}{\sqrt{1+\lambda^2}}\sigma t\right) \quad (6)$$

โดยที่ $\psi(t) = e^{\mu t + \sigma^2 t^2/2}$ ซึ่งคือ ฟังก์ชันก่อกำเนิดโมเมนต์ของตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงปรกตินั่นเอง

7. ถ้า U และ V มีการแจกแจงปรกติมาตรฐานและเป็นอิสระต่อกัน ($U, V \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, 1)$) แล้วการแจกแจงมีเงื่อนไข (conditional distribution) ของตัวแปรสุ่ม U กำหนด $V < \lambda U$ คือ

$$(U|V < \lambda U) \sim SND(0, 1, \lambda) \quad (7)$$

8. ให้ $X \sim SND(\mu, \sigma, \lambda)$ จะได้ว่า โมเมนต์อันดับ 1 ของ X คือ

$$E(X) = \mu + \sigma \sqrt{\frac{2}{\pi}} \left(\frac{\lambda}{\sqrt{1+\lambda^2}} \right) \quad (8)$$

โมเมนต์อันดับ 2 ของ X คือ

$$E(X - E(X))^2 = \sigma^2 \left(1 - \frac{2}{\pi} \left(\frac{\lambda^2}{1+\lambda^2} \right) \right) \quad (9)$$

โมเมนต์อันดับ 3 ของ X คือ

$$E(X - E(X))^3 = \sigma^3 \sqrt{\frac{2}{\pi}} \left(\frac{4}{\pi} - 1 \right) \left(\frac{\lambda}{\sqrt{1+\lambda^2}} \right)^3 \quad (10)$$

9. ถ้า $U \sim N(0,1)$ เป็นอิสระต่อ $Z \sim SND(0,1,\lambda)$ แล้ว

$$\left(\frac{aU + bZ}{\sqrt{a^2 + b^2}} \right) \sim SND \left(0, 1, \frac{b\lambda}{\sqrt{a^2(1+\lambda^2) + b^2}} \right) \quad (11)$$

สำหรับทุกจำนวนจริง a และ b

10. เมทริกซ์สารสนเทศของฟิชเชอร์ (Fisher's information matrix) สำหรับพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่า μ σ และ λ

$$I = \begin{pmatrix} \frac{1+\lambda^2 a_0}{\sigma^2} & \frac{b\lambda(1+2\lambda^2)}{\sigma^2(1+\lambda^2)^{3/2}} + \frac{\lambda^2 a_1}{\sigma^2} & \frac{1}{\sigma} \left(\frac{b}{(1+\lambda^2)^{3/2}} - \lambda a_1 \right) \\ \frac{b\lambda(1+2\lambda^2)}{\sigma^2(1+\lambda^2)^{3/2}} + \frac{\lambda^2 a_1}{\sigma^2} & \frac{1}{\sigma^2} (1+\lambda^2 a_2) & -\frac{\lambda a_2}{\sigma} \\ \frac{1}{\sigma} \left(\frac{b}{(1+\lambda^2)^{3/2}} - \lambda a_1 \right) & -\frac{\lambda a_2}{\sigma} & a_2 \end{pmatrix} \quad (12)$$

โดยที่ $b = \sqrt{2/\pi}$, $a_k = E \left(Z^k \left(\frac{\phi(\lambda Z)}{\Phi(\lambda Z)} \right)^2 \right)$ เมื่อ $Z = \left(\frac{(X-\mu)}{\sigma} \right) \sim SND(0,1,\lambda)$ และ

$k = 0, 1, 2$

เมทริกซ์สสารสนเทศของพีชเชอร์สำหรับพารามิเตอร์ทั้งสามของการแจกแจงนี้ เป็นเมทริกซ์เอกฐาน (singular matrix) ที่ $\lambda = 0$ (Azzalini, 1985; Chiogna, 1998; Pewsey, 2000) และ $\lambda = \pm 3.5191$ (Thiuthad & Pal, 2019)

11. เกล็ดลักษณะสำหรับการแจกแจงเบ้ปกติ (Pal et al., 2008) ถ้า g เป็นฟังก์ชันที่หาอนุพันธ์ได้บนเซตของจำนวนจริง โดยที่ $g(u)\phi(u) \rightarrow 0$ เมื่อ $u \rightarrow \pm\infty$ แล้ว

$$E\left((X - \mu)g(X) \mid X \sim SND(\mu, \sigma, \lambda)\right) = \sigma^2 E\left(g'(X) \mid X \sim SND(\mu, \sigma, \lambda)\right) + \sigma \sqrt{\frac{2}{\pi}} \left(\frac{\lambda}{\sqrt{1 + \lambda^2}} \right) E\left(g(X_0) \mid X_0 \sim N\left(\mu, \frac{\sigma}{1 + \lambda^2}\right)\right) \quad (13)$$

สำหรับสมบัติอื่น ๆ สามารถอ่านเพิ่มเติมได้ในงานวิจัยของ Henze (Henze, 1986) Arnold และ Lin (Arnold & Lin, 2004) Gupta, Nguyen และ Sanqui (Gupta et al., 2004) Azzalini (Azzalini, 2005)

การประมาณค่าพารามิเตอร์ของการแจกแจงเบ้ปกติ

งานวิจัยเกี่ยวกับการแจกแจงเบ้ปกติที่พบส่วนใหญ่ เป็นงานวิจัยที่ศึกษาเกี่ยวกับสมบัติของการแจกแจง มีงานวิจัยไม่มากนักที่ศึกษาเกี่ยวกับการอนุมานทางสถิติ ซึ่งส่วนใหญ่จะกล่าวถึงการประมาณค่าพารามิเตอร์ของการแจกแจงเบ้ปกติ และพิจารณาในกรณีที่ขนาดของตัวอย่างมีขนาดใหญ่ ซึ่งไม่สามารถประยุกต์ใช้เมื่อตัวอย่างมีขนาดกลางหรือเล็กได้ ทั้งนี้เนื่องจากเมื่อเทียบการแจกแจงเบ้ปกติกับการแจกแจงอื่น ๆ ที่เป็นที่ยอมรับแล้ว การอนุมานบนพารามิเตอร์ของการแจกแจงนี้ กระทำได้ไม่ง่าย สืบเนื่องจากความซับซ้อนของการแจกแจงค่าตัวอย่าง (sampling distribution) และความซับซ้อนในการคำนวณ

การประมาณค่าพารามิเตอร์ของการแจกแจงเบ้ปกติในกรณีทั่วไปจึงเป็นปัญหาที่ท้าทาย นักวิจัยส่วนใหญ่เพ่งความสนใจไปที่การประมาณค่าพารามิเตอร์ λ เนื่องจากถือว่ามีความสำคัญมากที่สุดในการพารามิเตอร์ทั้งสามตัว อย่างไรก็ตาม ในหัวข้อนี้เราจะนำเสนอการประมาณค่าแบบจุดสำหรับพารามิเตอร์ทั้งสาม ซึ่งสัมพันธ์กันด้วยวิธีของโมเมนต์ (method of moments)

ตัวประมาณวิธีของโมเมนต์ (method of moments estimator; MME)

กำหนดให้ $X_1, \dots, X_n \stackrel{i.i.d.}{\sim} SND(\mu, \sigma, \lambda)$ เราใช้โมเมนต์ของตัวอย่างแทนโมเมนต์ของประชากรเพื่อใช้สร้างตัวประมาณค่าที่ต้องการได้ดังนี้

โมเมนต์อันดับ 1

$$\mu + \sigma \sqrt{\frac{2}{\pi}} \left(\frac{\lambda}{\sqrt{1 + \lambda^2}} \right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i := m_1 \quad (14)$$

โมเมนต์อันดับ 2

$$\sigma^2 \left(1 - \frac{2}{\pi} \left(\frac{\lambda^2}{1 + \lambda^2} \right) \right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 := m_2 \quad (15)$$

โมเมนต์อันดับ 3

$$\sigma^3 \sqrt{\frac{2}{\pi}} \left(\frac{4}{\pi} - 1 \right) \left(\frac{\lambda}{\sqrt{1 + \lambda^2}} \right)^3 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^3 := m_3 \quad (16)$$

หมายเหตุ เนื่องจากค่าต่าง ๆ ของนิพจน์ทางด้านซ้ายของสมการ (16) มีค่าเป็นบวก ยกเว้นค่าของ λ ที่สามารถเป็นค่าบวกหรือค่าลบก็ได้ ดังนั้นตัวประมาณวิธีของโมเมนต์สำหรับพารามิเตอร์ λ จะมีค่าเป็นบวกหรือลบขึ้นอยู่กับค่าของ m_3 นั่นคือ มีเครื่องหมายเดียวกับค่าของ m_3 นั่นเอง

บทแทรก 1 (Thiuthad & Pal, 2019) ให้ $X \sim SND(\mu, \sigma, \lambda)$ และสัมประสิทธิ์ความเบ้ (coefficient of skewness)

$$\beta = \frac{E(X - E(X))^3}{[E(X - E(X))^2]^{3/2}} \quad \text{จะได้ว่า } |\beta| \leq \frac{\sqrt{2}(4 - \pi)}{(\pi - 2)^{3/2}} = 0.995271746...$$

ส่วนตัวประมาณวิธีของโมเมนต์สำหรับพารามิเตอร์ μ σ และ λ หาได้จากการแก้สมการ (14)–(16) โดยที่ตัวประมาณวิธีของโมเมนต์สำหรับพารามิเตอร์ λ จะสามารถหาค่าได้เมื่อสมการ

$$|\hat{\beta}| = \left| \frac{m_3}{m_2^{3/2}} \right| < 0.995271746... \quad (17)$$

เป็นจริง ดังนั้นตัวประมาณวิธีของโมเมนต์สำหรับพารามิเตอร์ μ σ และ λ คือ

$$\hat{\mu} = m_1 - \hat{\sigma} \sqrt{\frac{2}{\pi}} \left(\frac{\hat{\lambda}}{\sqrt{1 + \hat{\lambda}^2}} \right) \quad \text{เมื่อสมการ (17) เป็นจริง} \quad (18)$$

$$\hat{\mu} = m_1 - \hat{\sigma} \sqrt{\frac{2}{\pi}} \quad \text{เมื่อสมการ (17) ไม่เป็นจริง} \quad (19)$$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{m_2}{\left\{ \left(1 - \frac{2}{\pi}\right) \left(\frac{\hat{\lambda}^2}{1 + \hat{\lambda}^2}\right) \right\}}} \quad \text{เมื่อสมการ (17) เป็นจริง} \quad (20)$$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{m_2}{\left(1 - \frac{2}{\pi}\right)}} \quad \text{เมื่อสมการ (17) ไม่เป็นจริง} \quad (21)$$

เมื่อ $\hat{\lambda}$ เป็นคำตอบของสมการ

$$\frac{1 + \hat{\lambda}^2}{\hat{\lambda}^2} = \frac{2}{\pi} + \left\{ \frac{2}{\pi} \left(\frac{4}{\pi} - 1 \right)^2 \frac{m_2^3}{m_3^2} \right\}^{1/3} \quad (22)$$

โดย $\hat{\lambda}$ มีเครื่องหมายเดียวกับเครื่องหมายของ m_3 และจะหาค่าได้เมื่อสมการ (17) เป็นจริง และในกรณีที่สมการ (17) ไม่เป็นจริง ค่าประมาณของ λ จะเท่ากับ $\pm\infty$ ซึ่งการแจกแจงเบ้ปกติจะเข้าสู่การแจกแจงฮาล์ฟนอร์มัล ตามที่ได้กล่าวไว้ในสมบัติเฉพาะข้อ 3. ของการแจกแจงเบ้ปกติ กรณีที่ $\lambda \rightarrow \pm\infty$

ส่วนในการประมาณค่าด้วยวิธีภาวะน่าจะเป็นสูงสุด (maximum likelihood method) ถ้าทุกค่าสังเกตมีค่ามากกว่า μ และ $\lambda > 0$ แล้วฟังก์ชันภาวะน่าจะเป็น (likelihood function)

$$L(\mu, \sigma, \lambda | x) = \prod_{i=1}^n (2/\sigma) \phi((x_i - \mu)/\sigma) \Phi(\lambda((x_i - \mu)/\sigma)) \quad (23)$$

เป็นฟังก์ชันเพิ่มอย่างต่อเนื่อง (monotonically increasing function) บน λ ซึ่งทำให้ตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุด MLE สำหรับพารามิเตอร์ λ มีค่าเป็น ∞ ซึ่งหาค่าไม่ได้ และในทำนองเดียวกัน เมื่อทุกค่าสังเกตมีค่าน้อยกว่า μ แล้วตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุด MLE สำหรับพารามิเตอร์ λ จะมีค่าเป็น $-\infty$ ซึ่งหาค่าไม่ได้เช่นกัน หรือแม้ว่าตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุด MLE สำหรับพารามิเตอร์ λ ของการแจกแจงเบ้ปกตินี้จะหาค่าได้ก็ตาม แต่ก็ไม่มีรูปแบบปิด (closed-form expression) ซึ่งทำให้การได้มาของการแจกแจงค่าตัวอย่างเป็นไปได้ยาก อีกทั้งความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (standard error) และช่วงความเชื่อมั่นสำหรับตัวประมาณค่าพารามิเตอร์ MLE ก็มีความซับซ้อนและเป็นไปได้ยากในการคำนวณ (Liseo & Loperfido, 2006) ด้วยเหตุที่กล่าวมานี้ การใช้ตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุด MLE อาจไม่ใช่ทางเลือกที่ดี มีงานวิจัยที่ใช้ตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุด MLE เป็นตัวประมาณแบบจุดสำหรับพารามิเตอร์ λ เช่น ในงานของ Gupta และ Brown (Gupta & Brown, 2001) ได้ศึกษา

ข้อมูล IQ ด้วยการแจกแจงเบ้ปกติมาตรฐาน และใช้ตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุด MLE ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ λ แต่ไม่ได้อธิบายไว้อย่างชัดเจนว่า ตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุด MLE ได้มาอย่างไร

อย่างไรก็ตาม แม้ว่าตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุดของการแจกแจงนี้ จะไม่มีรูปแบบปิด แต่ก็ยังสามารถหาตัวประมาณได้ด้วยวิธีอื่น เช่น ในงานวิจัยของ Gui และ Guo (Gui & Guo, 2018) ใช้วิธีเชิงตัวเลข (Numerical method) ในการหาตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุดโดยประมาณ (approximated maximum likelihood estimator; AMLE) สำหรับพารามิเตอร์ μ และ σ โดยใช้การกระจายของอนุกรมเทย์เลอร์ (Taylor series expansion) ในการประมาณ และการประมาณค่าพารามิเตอร์ทั้งสองตัวนี้จะขึ้นอยู่กับค่าพารามิเตอร์ λ ซึ่งหากพารามิเตอร์ λ ไม่ทราบค่า สามารถประมาณได้ด้วยตัวประมาณที่ Gui และ Guo ได้เสนอไว้ นั่นคือ ตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นแบบโปรไฟล์สูงสุด (maximum profile likelihood estimator) และต่อมาในปี ค.ศ. 2019 Thiuthad และ Pal (Thiuthad & Pal, 2019) ได้เสนอฟังก์ชันภาวะน่าจะเป็นแบบพินอลไลซ์ (penalized likelihood function) และได้ตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นแบบพินอลไลซ์สูงสุด (maximum penalized likelihood estimator; MPLE) สำหรับประมาณค่าพารามิเตอร์ μ กรณีไม่ทราบค่า σ และ λ ทั้งยังได้เปรียบเทียบกับตัวประมาณวิธีของโมเมนต์ (method of moments estimator) อีกด้วย

ในบริบทของการอนุมานแบบเบย์ส์ (Bayesian inference) การแจกแจงเบ้ปกติปรากฏขึ้นเมื่อค่าเฉลี่ยของตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงปกติ มีการแจกแจงความน่าจะเป็นก่อน (prior distribution) ด้วยค่าเฉลี่ยที่มีการแจกแจงที่ได้จากการตัดทอนของการแจกแจงปกติ ซึ่งสัมพันธ์กับสมบัติเฉพาะของการแจกแจงเบ้ปกติในข้อ 5. การแทนค่าเพิ่มเติม (additive representation) ที่ได้กล่าวไว้ข้างต้น

การประยุกต์ของการแจกแจงเบ้ปกติ

ในการประยุกต์กับข้อมูลจริง มีข้อสังเกตว่า การประยุกต์ใช้อย่างไม่จำกัดของการแจกแจงปกติเพื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ อาจทำให้ได้ผลลัพธ์ที่มีความคลาดเคลื่อนได้ ในงานวิจัยของ Gupta และ Brown (Gupta & Brown, 2001) มีการวิเคราะห์ข้อมูลของ Roberts (Roberts, 1988) ซึ่งเป็นคะแนน IQ ของชายผิวขาว (whites) 87 คน และชายผิวไม่ขาว (non-whites) 52 คน หากประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยการแจกแจงปกติ จะส่งผลให้คะแนน IQ เฉลี่ยสูงเกินไป ดังนั้นการประยุกต์ใช้การแจกแจงเบ้ปกติมาตรฐาน นั่นคือ เมื่อ $\mu = 0$ และ $\sigma = 1$ และพัฒนาตัวประมาณค่าที่มีความเหมาะสมเพื่อศึกษาความเชื่อถือได้ของแบบจำลอง strength-stress ซึ่งตัวแปรที่เกี่ยวข้องมีการแจกแจงเบ้ปกติ จึงมีความเหมาะสมและประมาณค่าได้มีประสิทธิภาพมากกว่า ต่อมา Figueiredo และ Gomes (Figueiredo & Gomes, 2013) ใช้การแจกแจงเบ้ปกติสร้างแบบจำลองและใช้ในการตรวจสอบข้อมูล ซึ่งเป็นข้อมูลจริงในกระบวนการผลิตลูกไม้ก๊อก ในปี ค.ศ. 2014 Ngunkeng และ Ning (Ngunkeng & Ning, 2014) ได้เสนอวิธีการทางข้อมูล (information approach) ในการตรวจจับการเปลี่ยนแปลงของพารามิเตอร์ทั้งสามของการแจกแจงเบ้ปกติ และได้ใช้วิธีการดังกล่าวศึกษาวิเคราะห์ข้อมูลตลาดหุ้นของประเทศบราซิลและจีน

สรุป

การแจกแจงเบ้ปรกติมีความยืดหยุ่นมากกว่าการแจกแจงปรกติและไม่จำกัดแค่บนค่าสังเกตที่เป็นบวก เหมือนกับการแจกแจงเบ้ลักษณะอื่น ๆ ที่เป็นที่ยอมรับโดยทั่วไป ดังนั้นการศึกษาข้อมูลที่มีความหลากหลายหรือมีความเหมาะสมกับการแจกแจงเบ้ปรกตินั้น อาจใช้การแจกแจงเบ้ปรกติช่วยในการสร้างแบบจำลองหรือประมาณค่าพารามิเตอร์ได้แต่อย่างไรก็ตาม ในบทความนี้นำเสนอสมบัติเฉพาะที่สำคัญและการประมาณค่าของการแจกแจงเบ้ปรกติไว้เท่านั้น และการอนุมานทางสถิติเกี่ยวกับพารามิเตอร์ของการแจกแจงนี้ กระทำได้ไม่มากนัก ตามที่ได้กล่าวมาแล้วข้างต้น เนื่องจากความซับซ้อนของการแจกแจงค่าตัวอย่างและความซับซ้อนของการคำนวณ อีกทั้งการทดสอบสมมุติฐานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ของการแจกแจงเบ้ปรกตินั้น ยังเป็นเรื่องที่นักวิจัยยังต้องทำการศึกษาต่อไป

กิตติกรรมประกาศ

ผู้เขียนขอขอบคุณผู้ช่วยศาสตราจารย์จิต คุรงค์แสง ที่กรุณาพิสูจน์อักษร และขอขอบคุณผู้ทรงคุณวุฒิทุกท่านสำหรับข้อคิดเห็นและคำแนะนำในการปรับปรุงต้นฉบับบทความให้มีความสมบูรณ์ครบถ้วน

เอกสารอ้างอิง

- Aigner, D., Lovell, C. K., & Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of econometrics*, 6(1), 21-37.
- Arnold, B. C., & Lin, G. D. (2004). Characterizations of the skew-normal and generalized chi distributions. *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics*, 593-606.
- Azzalini, A. (1985). A class of distributions which includes the normal ones. *Scandinavian journal of statistics*, 171-178.
- Azzalini, A. (2005). The skew-normal distribution and related multivariate families. *Scandinavian journal of statistics*, 32(2), 159-188.
- Azzalini, A. (2014). *Skew-Normal Family of Distributions*. Wiley Statistics Reference Online, John Wiley & Sons.
- Chiogna, M. (1998). Some Result on the Scalar Skew-Normal Distribution. *Journal of the Italian Statistical Society*, 7, 1-13.
- Figueiredo, F., & Gomes, M. I. (2013). The Skew-Normal Distribution in SPC. *REVS-TAT – Statistical Journal*, 11, 83-104.
- Gui, W., & Guo, L. (2018). Statistical Inference for the Location and Scale Parameters of the Skew Normal Distribution. *Indian Journal of Pure and Applied Mathematics*, 49(4), 633-650.

- Gupta, A. K., Nguyen, T. T., & Sanqui, J. T. (2004). Characterization of the Skew-Normal Distribution. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 56, 351-360.
- Gupta, R. C., & Brown, N. (2001). Reliability Studies of the Skew Normal Distribution and Its Application to a Strength-Stress Model. *Communications in Statistics - Theory and Methods*, 11, 2427-2445.
- Henze, N. (1986). A Probabilistic Representation of the Skew-Normal Distribution. *Scandinavian Journal of Statistics*, 13, 271-275.
- Liseo, B., & Loperfido, N. (2006). A Note on Reference Priors for the Scalar Skew-Normal Distribution. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 136, 373-389.
- Ngunkeng, G., & Ning, W. (2014). Information Approach for the Change-Point Detection in the Skew Normal Distribution and Its Applications. *Sequential Analysis*, 33, 475-490.
- O'Hagan, A., & Leonard, T. (1976). Bayes Estimation Subject to Uncertainty about Parameter Constraints. *Biometrika*, 63, 201-202.
- Pal, N., Chang, C. H., & Lin, J. J. (2008). An Identity for the Skew-Normal Distribution. *Journal of Applied Probability & Statistics*, 2(3), 305-309.
- Pewsey, A. (2000). Problem of Inference for Azzalini's Skew-Normal Distribution. *Journal of Applied Statistics*, 7(27), 859-870.
- Roberts, C. (1966). A Correlation Model Useful in the Study of Twins. *Journal of the American Statistical Association*, 61, 1184-1190.
- Roberts, H. V. (1988). *Data Analysis for Managers with Minitab*. Scientific Press, Redwood City.
- Thavaraputta, S. (2014). History of the Normal Curve. *Thammasat Journal of History*, 1(1), 59-105.
<https://doi.org/10.14456/thammasat-history.2014.2>
- Thiuthad, P., & Pal, N. (2019). Point Estimation of the Location Parameter of a Skew-Normal Distribution: Some Fixed Sample and Asymptotic Results. *Journal of Statistical Theory and Practice*, 13(37), 1-27.