



วารสารวิทยาศาสตร์ประยุกต์ THE JOURNAL OF APPLIED SCIENCE

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

ปีที่ 17 ฉบับที่ 2 [2561] Vol.17, No.2 [2018]



บทความวิจัย

หน้า

1. Prevalence, site of infection, and differentiating oocytes of the cymothoid isopod, *Norileca indica* (Milne Edwards, 1840) from its infected short mackerel, *Rastrelliger brachysoma*, in the Upper Gulf of Thailand 1
2. Improved ratio estimators of population mean using transformed variable in double sampling 9
3. การคัดเลือกและบ่งชี้สายพันธุ์แบคทีเรียผลิตพอลิไฮดรอกซีอัลคาโนเอตเบื้องต้นจากน้ำทิ้งโรงงานผลิตแป้งมันสำปะหลัง Preliminary screening and identification of polyhydroxyalkanoates producing bacteria from cassava starch wastewater 19
4. ผลในการควบคุมการปนเปื้อนของเชื้อจุลินทรีย์ในบรรยากาศของฟิล์มเจาะรูขนาดไมครอนเข้าสู่บรรจุภัณฑ์ Effect of airborne microbial contamination control of micro-perforated film into packaging 28
5. สมบัติของหินโรยทางรถไฟจากแหล่งหินอัคนี ในพื้นที่อำเภอจะนะจังหวัดสงขลา Properties of railway ballast rock from igneous rock deposits in Chana district, Songkhla province 39
6. ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรเสริมและตัวแปรหลักต่อประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากรจากการเลือกตัวอย่างแบบเลือกลำดับที่ของชุดตัวอย่าง The correlation between auxiliary variable and primary variable on the population mean estimators of ranked set sampling 56
7. การประยุกต์ใช้ความร้อนแฝงของการควบแน่นสำหรับการลดการก่อตัวของกรดไขมันอิสระในข้าวกล้องโดยเครื่องอบแห้งแบบฟลูอิดไดซ์เบดด้วยอากาศร้อนชื้น Applying latent heat of condensation for deceleration of free fatty acid formation in brown rice by humidified hot air fluidized bed dryer 67
8. การลดน้ำสูญเสียในโรงงานผลิตน้ำประปาด้วยการควบคุมความเข้มข้นของตะกอน Water loss reduction in a water treatment plant by sludge concentration control 81
9. ตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากรที่ปรับปรุงโดยใช้อัตราส่วนร่วมกับผลคูณแบบคู่กันสำหรับการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม An improved estimator of population mean using dual to ratio-cum-product for post-stratified sampling 98

บทความวิชาการ

10. การประยุกต์ใช้โปรแกรม R สำหรับการแสดงผลด้านภูมิสารสนเทศ Application of R programming for the geoinformatic display 118



วารสารวิทยาศาสตร์ประยุกต์ เป็นวารสารที่ตีพิมพ์

และเผยแพร่บทความวิจัยและบทความทางวิชาการเพื่อเป็นสื่อกลางในการเผยแพร่ความรู้และวิทยาการด้านวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี และเพื่อเป็นแหล่งแลกเปลี่ยนเรียนรู้ระหว่างคณาจารย์ นักวิชาการและนักศึกษา ทั้งภายในและภายนอกมหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ บทความที่เสนอมาอาจเขียนเป็นภาษาไทยหรือภาษาอังกฤษก็ได้ วารสารจัดตีพิมพ์ปีละ 2 ฉบับ ผู้สนใจสามารถส่งต้นฉบับแบบออนไลน์ได้โดยตรงที่ <http://www.journal.sci.kmutnb.ac.th> โดยบทความดังกล่าวจะต้องไม่เคยตีพิมพ์เผยแพร่ในการประชุมวิชาการหรือวารสารวิชาการอื่นใดมาก่อน และเป็นข้อคิดเห็นของผู้ส่งบทความเท่านั้น

● วัตถุประสงค์

เพื่อเผยแพร่/พัฒนาผลงานจากการวิจัยและผลงานทางวิชาการที่เกี่ยวข้องทางวิทยาศาสตร์พื้นฐาน วิทยาศาสตร์ประยุกต์ และเทคโนโลยี ที่เกี่ยวข้องกับคณิตศาสตร์ สถิติ ฟิสิกส์ อุตสาหกรรม อุปกรณ์การแพทย์ เทคโนโลยีสารสนเทศ เทคโนโลยีชีวภาพ อุตสาหกรรมเกษตร สิ่งแวดล้อม เคมี อุตสาหกรรม สถาปัตยกรรม และวิศวกรรมศาสตร์

● กำหนดการเผยแพร่วารสาร ปีละ 2 ฉบับ คือ

ฉบับที่ 1 มกราคม-มิถุนายน ฉบับที่ 2 กรกฎาคม-ธันวาคม วารสารวิทยาศาสตร์ประยุกต์ไม่มีนโยบายเก็บค่าใช้จ่ายในการตีพิมพ์บทความทุกบทความ บทความทุกบทความจะต้องผ่านการพิจารณาจากผู้ทรงคุณวุฒิอย่างน้อย 2 ท่าน (double blind) ก่อนที่จะตอบรับการตีพิมพ์ เมื่อวารสารส่งบทความไปให้ผู้นิพนธ์แก้ไขแล้ว หากไม่มีการติดต่อกลับภายใน 4 สัปดาห์ทางวารสารขอปฏิเสธการตีพิมพ์บทความนั้น

● การเผยแพร่วารสาร

จัดส่งให้หน่วยงานห้องสมุด และสามารถค้นหาได้จากเว็บไซต์ของวารสารวิทยาศาสตร์ประยุกต์

● การส่งบทความ

ส่งไฟล์บทความ .doc หรือ .docx

ที่ <https://www.tci-thaijo.org/index.php/JASCI/>

● สำนักงาน

งานวิจัยและประกันคุณภาพการศึกษา

สำนักงานคณบดี คณะวิทยาศาสตร์ประยุกต์

มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ

1518 ถ.ประชาชากรูร์ 1 บางซื่อ กรุงเทพฯ 10800

โทรศัพท์ 02-5552000 ต่อ 4217

● ที่ปรึกษากองบรรณาธิการ

รศ.ดร.สุรพันธ์	ยิ้มมัน	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ
รศ.ดร.สมโภชน์	น้อยจินดา	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ
ผศ.ดร.โดม	โล่ห์เพ็ชร	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ
อ.ดร.พิรพงษ์	พรวงศ์ทอง	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ

● บรรณาธิการ

รศ.ดร.กิตติ	โพธิ์ปทุมะ	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ
-------------	------------	--

● รองบรรณาธิการ

รศ.ดร. เสนอ	คุณประเสริฐ	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ
รศ.ดร.เสาวณิต	สุภาภรณ์	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ
รศ.ดร.วีระศักดิ์	อัครวงศ์อารยะ	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ
ผศ.ดร.สมนต์ทิพย์	คงตันจันทร์พัก	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ
ผศ.ดร.วลัยพร	ปฤษณารณ เอื้อใจ	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ
ผศ.ดร.เบญจพร	ลัษณรรามาภรณ์	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ
ผศ.ดร.อภิชาติ	ศุภรณ์	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ
อ.ดร.สุกัญญา	แพรสมบุรณ์	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ

● ผู้ทรงคุณวุฒิในกองบรรณาธิการ

ศ.ดร.ประนอม	จันทร์โหมทัย	มหาวิทยาลัยขอนแก่น
ศ.ดร.ยงควิมล	เลณบุรี	มหาวิทยาลัยมหิดล
ศ.ดร.สังวรณ์	กิจทวี	มหาวิทยาลัยมหิดล
ศ.ดร.วันชัย	ริ้วจุจ	สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง
รศ.ดร.มนตรี	มาลีวงศ์	มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์
รศ.ดร.คุณิ	อุตภาพ	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าธนบุรี
รศ.ดร.เฉลิมชัย	วงษ์อารี	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าธนบุรี
รศ.ดร.สอาด	ริยะจันทร์	มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์
รศ.ดร.สิทธิวัฒน์	เลิศศิริ	มหาวิทยาลัยมหิดล
รศ.ดร.มารินา	เกตุทัต-คาร์นส์	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีสุรนารี
รศ.ดร.วราฤทธิ์	พานิชกิจโกศล	มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์
ผศ.ดร.กันต์พงษ์	วรรัตน์ปัญญา	สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง
ผศ.ดร.เสนห์	รุจิวรรณ	มหาวิทยาลัยวลัยลักษณ์
ผศ.ดร.ศุภกานต์	พิมพ์ลเรศ	จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย
พ.อ.หญิง ผศ.ดร.ปนัดดา	หัตถโชติ	วิทยาลัยแพทยศาสตร์ พระมงกุฎเกล้า
ดร.ชีวารัตน์	ม่วงพัฒน์	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าธนบุรี
Dr.Elvin James Moor		มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ

● ฝ่ายประสานงานและจัดการ

นายภิรมย์	พานู	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ
นายปิยะวัฒน์	สุธา	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ
นางสาววิไลพร	ขันแก้ว	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ
นางสาวดวงใจ	ฉลอมกิตติศักดิ์	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ

“บทความที่ลงพิมพ์ เป็นข้อคิดเห็นของผู้เขียนเท่านั้น

และจะต้องเป็นผู้รับผิดชอบต่อผลทางกฎหมายใดๆ ที่อาจจะเกิดขึ้นจากบทความนั้น”

Research Article

Prevalence, site of infection, and differentiating oocytes of the cymothoid isopod, *Norileca indica* (Milne Edwards, 1840) from its infected short mackerel, *Rastrelliger brachysoma*, in the Upper Gulf of Thailand

Sinlapachai Senarat^{1,*}, Wannee Jiraungkoorskul², Jes Kettratad¹, Natthakitt To-orn³,
Pisit Poolprasert⁴, Chanyut Sudtongkong⁵, Theerakamol Pengsakul⁶,
Chamnan Para⁷, Woranop Sukparangsi⁸

¹Department of Marine Science, Faculty of Science, Chulalongkorn University, Bangkok 10330, Thailand

²Department of Pathobiology, Faculty of Science, Mahidol University, Bangkok 10400, Thailand

³Faculty of Agricultural Technology and Agro-Industry, Rajamangala University of Technology Suvarnabhumi, Ayutthaya 13000 Thailand

⁴Program of Biology, Faculty of Science and Technology, Pibulsongkram Rajabhat University, Mueang, Phitsanulok 65000, Thailand

⁵Department of Marine Science, Faculty of Science and Fisheries Technology, Rajamangala University of Technology Srivijaya, Trang Campus, Sikao, Trang 92150 Thailand

⁶Faculty of Medical Technology, Prince of Songkla University, Songkhla 90110, Thailand

⁷Department of Western Languages and Linguistics, Faculty of Humanities and Social Sciences, Mahasarakham University, Maha Sarakham 44150, Thailand

⁸Department of Biology, Faculty of Science, Burapha University, Chon Buri, 20131 Thailand

*E-mail: Senarat.S@hotmail.com

Received: 23/05/2018; Accepted: 30/08/2018

Abstract

Norileca indica, a cymothoid isopod crustacean, is an obligate parasite infecting marine fishes in tropical areas. This study attempted to investigate the prevalence, site of infection and distinct stages of oogenesis of this parasitic isopod obtained from short mackerel (*Rastrelliger brachysoma*). All *N. indica* samples were collected and processed through histological techniques. *N. indica* showed higher prevalence during the dry season than the rainy season and its parasitic infections were more prevalent in the female *R. brachysoma* (60% prevalence) compared to males. Two distinct sites of *N. indica* attachment on the host (infection sites) including gill and integument were clearly observed. Interestingly, this isopod preferred to attach more on the integument surface than gill, especially in the female *R. brachysoma* (55% prevalence). Using histological observation, *N. indica* exhibited asynchronous development of oocyte in the ovary. The oocytes were enclosed by a thin layer of connective and muscular tissues. Three stages of oogenesis can be identified in the ovary: oogonium, primary oocyte, and secondary oocyte. Oogonium located inside the cyst near the germinal epithelium. A large nucleus of oogonium was surrounded by a weak basophilic cytoplasm. Unlike oogonium, multiple nuclei (2 - 3 nuclei) surrounded by basophilic cytoplasm was a key characteristic of the primary oocyte. The secondary oocyte contained spherical yolk granules with multiple layers of follicular cells, which might function to support yolk uptake into the ooplasm. In addition, early embryonic development of *N. indica* was also observed in this study. Taken together, this finding highlights parasitic prevalence and infection sites of *N. indica* in short mackerel, as well as a better resolution of its oogenesis, early development and reproductive cycle.

Keywords: microanatomy, cymothoid crustacean, short mackerel, parasitic isopod

Introduction

Rastrelliger brachysoma, a short mackerel, is a fish with high economic value in Thailand. Senarat et al. (2015) reported that *R. brachysoma* collecting from the Upper Gulf of Thailand exhibited deteriorated health with the occurrence of the hepatic histopathology. This severe health problem of short mackerel is possibly due to contamination of pollutants from untreated water released from communities, aquaculture and industries around Chaopaya, Tha-Chin, Bangprakong and Maeklong Rivers, and it has been clearly demonstrated that contamination in the marine environment has a negative impact on marine organisms and ecosystem status (Hungspreugs & Yuangthong, 1983; Cheevaporn & Menasveta, 2003; Wattayakorn, 2012). In addition, the deterioration of the mackerel health is likely related to the presence of a common parasite infecting *R. brachysoma*, which was identified to be *Norileca indica* (Milne Edwards, 1840). *N. indica* is a cymothoid isopod crustacean (Isopoda, Cymothoidae), mostly infecting fishes in tropical and temperate regions of Indo-Pacific Ocean (Rameshkumar et al., 2015). It has been shown that *N. indica* specifically infected the gill structure in bigeye scad (*Selar crumenophthalmus*) collecting from Thailand (Nagasawa & Petchsupa, 2009). Although taxonomy, molecular biology and ecology of the parasitic *N. indica* has been clearly defined (Cruz-Lacierda & Nagasawa, 2017; van der Wal et al., 2017), its reproductive cycle in tropical fishes visualized by histological techniques is still unknown.

In this study, our attempt was to record the site of infection and prevalence of *N. indica* in the *R. brachysoma*. In addition, the description of differentiating oocytes found in the parasitic isopod *N. indica* ovary was conducted using an accurate histological method. This study gives a better picture of how *N. indica* oocytes developed as well as structure of the isopod embryos, potentially increasing our understanding on infection mechanism and the reproductive biology of *N. indica*. It could also provide an insight on how to solve health problem from the isopod infection of *R. brachysoma* as well as the parasite–fish health relationships in this ecosystem.

Materials and methods

Animal collection and sampling site

The sexually matured, *Rastrelliger brachysoma* (total length: male, 16.50 ± 0.98 cm; female, 16.70 ± 1.12 cm), as a fish host of *Norileca indica*, was obtained (40 samples/sexes/season) using bamboo strake trap. Fish collection was done during rainy season (October to November 2013) and dry season (December 2013 to February 2014) at a station ($13^{\circ}16'18.4''$ N, $100^{\circ}02'13.4''$ E) locating in the Upper Gulf of Thailand, Samut Songkhram province, Thailand.

Assessment of infection sites and parasitic prevalence

All fish were euthanized by rapid cooling shock (Wilson et al., 2009). The external and internal anatomies were assessed and inspected via stereomicroscopy and visual observation to identify the existence of the parasitic isopods. If parasitic isopod *Norileca indica* is present, total length and prevalence percentage throughout infection sites were measured.

Histological observation

Norileca indica samples were fixed in 4% paraformaldehyde at 4°C overnight and were processed according to histological techniques (Presnell & Schreiber, 1997; Suvana et al.,

2013). Paraffin sections were cut at 4 μ m thickness and stained with haematoxylin–eosin (H&E) (Presnell & Schreibman, 1997; Suvarna et al., 2013). The ovarian structure and oogenesis of *N. indica* were examined under the light microscopy and photographed with a Leica DM750 light microscope (Boston Industries, Inc; USA).

Results and discussion

Prevalence and site of infection of the parasitic isopod *Norileca indica*

A total of twenty-six *Norileca indica* with the mean total length of 33.10 ± 0.98 (SD) mm were collected from their infected *Rastrelliger bachysoma*. Results of parasitic prevalence and site of infection for *N. indica* are summarized in Table 1. In all seasons, the prevalence of *N. indica* was higher in the females compared to the males. A highest prevalence of this isopod was recorded in the dry season of female *R. brachysoma* (60% prevalence), compared to the rainy season. Two distinct infection areas of *N. indica* included gill and integument surface, similar to the previous observations (Rivichandran et al., 2009; Rivichandran et al., 2010). A highest presence of *N. indica* was obviously found in the integument surface, especially in female *R. brachysoma* (55% prevalence in the dry season) and (40% prevalence in rainy season). The mechanism of why this isopod preferred to infect the female fish than the male one and how it preferred to populate more on the fish integument than the fish gill are still unknown and this should be addressed in the future works harboring integrative knowledge of histology, cellular and molecular biology.

Table 1. Prevalence (%) and site of infection in *Norileca indica*

Seasons/Fish	Rainy season		Dry season	
	Males	Females	Males	Females
Prevalence of infected isopod	15%(3/20)	50%(10/20)	5%(1/20)	60%(12/20)
Site of infection/organs				
Gill	5% (1/20)	10% (2/20)	0	5% (1/20)
Integument	10%(2/20)	40% (8/20)	5%(1/20)	55%(11/20)

Differentiating oocytes in the parasitic isopod *Norileca indica*

The developing oocyte and oocyte maturation of *Norileca indica* was present in all samples, indicating asynchronous development of oocyte in the ovary (Figures 1A-1B). It was suggested that *N. indica* might favor a multiple spawning seasons or a long spawning period. A correct evaluation of the reproductive and spawning seasons of this isopod is hence required for further studies. Histologically, the outermost layers of the ovary contained a thin layer of connective and muscular tissue (Figure 1B), called as "ovarian capsule". The ovary carried both developing oocytes and nurse cells (Figures 1B-1C). Based on considerable differences in cell size, histological staining properties and histological features, differentiation of oocyte was classified into three major stages: oogonium stage, primary oocyte stage and secondary oocyte stage (Figures 1D-1F). This pattern of oocyte differentiation was similar to previous observations in *Bopyrina abbreviata* (Romero-Rodriguez et al., 2017) and other crustaceans (Krol et al., 1992; Van Herp & Soyes, 1997; Smija & Devi, 2015). However, some studies showed that the five distinguished stages of ovarian maturation were identified in penaeid shrimps (Tan-Fermin, 1991; Medina et al., 1996). This difference in staging system might be

due to different duration of oocyte development in a species-specific manner, different classification system and standard criteria and guidelines of the morpho-histological features.

Oogonium (Og)

Microscopically, it was revealed that Og located in the oogonial cyst near the germinal epithelium (Figure 1D). Og was oval in shape (10-15 μm in diameter). The oval nucleus (about 5 μm in diameter) was stained faint blue with the H&E method. Heterochromatin condensation was slightly observed within the nucleus, which was surrounded by a slightly eosinophilic cytoplasm (Figure 1D). This Og feature was similar to *Eoleptestherita tacinensis*, reported by Scanabissi & Tommasini (1990). The pre-follicular cell could not be observed at a light microscopic level. Electron microscopic level is needed to further investigate in this event.

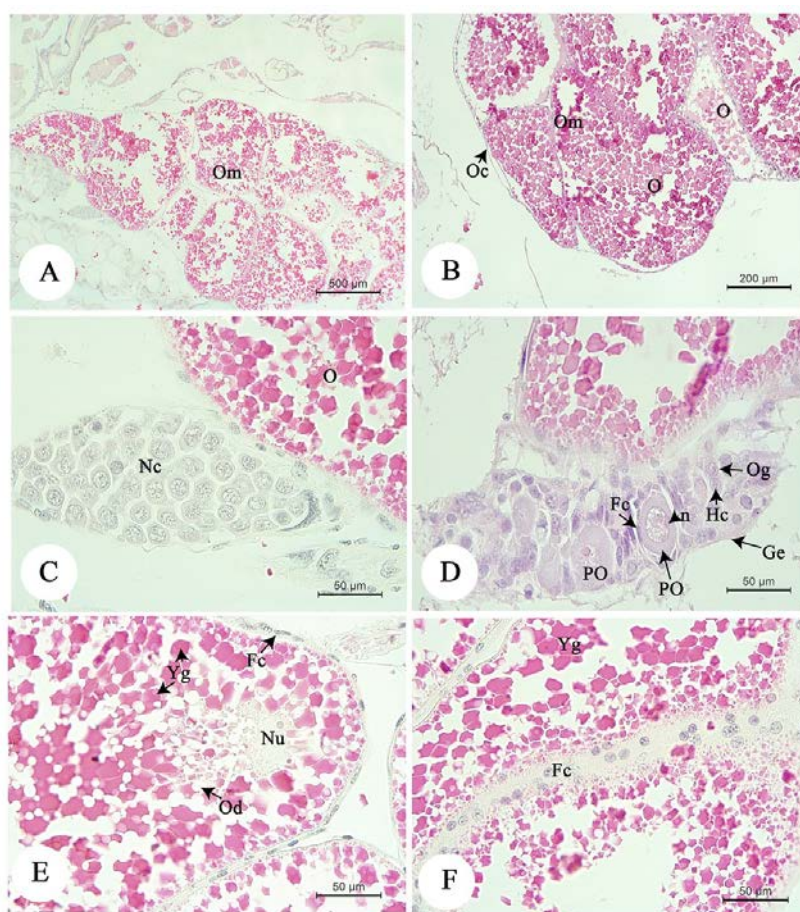


Figure 1. Light photomicrograph of the ovarian structure (A-C) and differentiating oocytes (D-F) in *Norileca indica*. Note: Fc = follicular cell, Ge = germinal epithelium, Hc = heterochromatin condensation, n = nucleolus, Nc = nurse cell, Nu = nucleus, O = oocytes, Oc = ovarian capsule, Od = oil droplet, Og = oogonium, Om = ovarian maturation, PO = primary oocyte, Yg = yolk granules.

Primary oocyte stage (PO)

The PO, undergoing 1st meiosis, had a spherical shape. PO is bigger than the oogonium (about 20-30 µm in diameter), A large nucleus with about 20 µm in diameter carried the small dense cords of heterochromatin. Multiple nucleoli (2-3 nucleoli) were found close to the nuclear membrane (Figure 1D). The ooplasm became a strong basophilic staining. The follicular cells were present and enclosed PO (Figure 1D). Similarly, this character of PO was also reported in pink shrimp *Penaeus paulensis* (Pérez Farfante, 1967) (previously known as *Farfantepenaeus paulensis*) (Dumont et al., 2007).

Secondary oocyte stage (SO)

SO was a developing oocyte stage and found the most in the ovary. The SO is bigger than Og and PO (ranging from 300-400 µm in diameters) because a lot of the yolk granules were accumulated in the ooplasm. Spherical yolk granules were detected as the acidophilic stained granules (H&E method) (Figure 1E). These unique SO characteristics are similar to what found in other crustaceans including giant river prawn *Macrobrachium rosenbergii* and Chinese mitten crab *Eriocheir sinensis* (Dhainaut & De Leersnyder, 1976; Erribabu & Shyamasundari, 1978; Meeratana & Sobhon, 2007). According to Erribabu and Shyamasundari (1978), they speculated that yolk granule was produced/ transported from vitellogenin in the haemolymph under hormonally regulated synthesis. The decrease of encentric nucleo-cytoplasmic ratio was obviously seen (Figure 1E). The oil droplets were seen and widely distributed (Figure 1E). Ravid et al. (1999) also reported that the lipid storage was produced from the hepatopancreas before it was transported to the ovary during vitellogenesis in crustaceans. The function of lipid played a key role as the energy source (triacylglycerols and phospholipids) for hormone synthesis (Lubzens et al., 1997; Ravid et al., 1999). A single layer of the supporting follicular cell was also well developed (Figure 1E), which might function to support yolk uptake into the ooplasm (Souty, 1980). This SO pattern is well agreed with Souty (1980) investigating another marine isopod, *Idotea balthica basteri*.

In the last stage, the oocyte had the maximum diameter around 500 µm due to the abundance of yolk granule in the ooplasm. No nucleus was detected under the germinal vesicle breakdown (GVBD) (Figure 1F).

Moreover, the embryonic development was also observed (Figure 2A). The fertilized egg was filled as yolk plate (Figures 2B-2C), whereas its surface was well developed by multilayers of blastomeres showing the mesodermal plug (Figures 2C-2D), similar to what found in isopod, *Irona* sp. (Nair, 1956) (Figure 2). Embryonic development in *N. indica* is little known and further studies are needed.

Conclusion

To investigate the pattern of isopod infection which might affect the health of marine fishes, here we firstly demonstrated the prevalence and infection site of cymothoid isopod *Norileca indica* (parasite), a common ectoparasite of fishes in temperate and tropical water of Indo-Pacific region, in short mackerel *Rastrelliger brachysoma* (host) collected from the Upper Gulf of Thailand. Parasitic infection took place in dry season more than rainy season, and the parasite had prevalence in infecting females more than the male mackerel. Additionally, three distinct stages of oocyte development toward oocyte maturation were identified: oogonium, primary oocyte, and secondary oocyte. Further investigation the effect of *N. indica* on immune response in *R. brachysoma* is required to understand isopod infection. This study could provide a foundation to investigate the advanced reproductive biology of isopod, which could be applied to resolve the problem of *R. brachysoma* health.

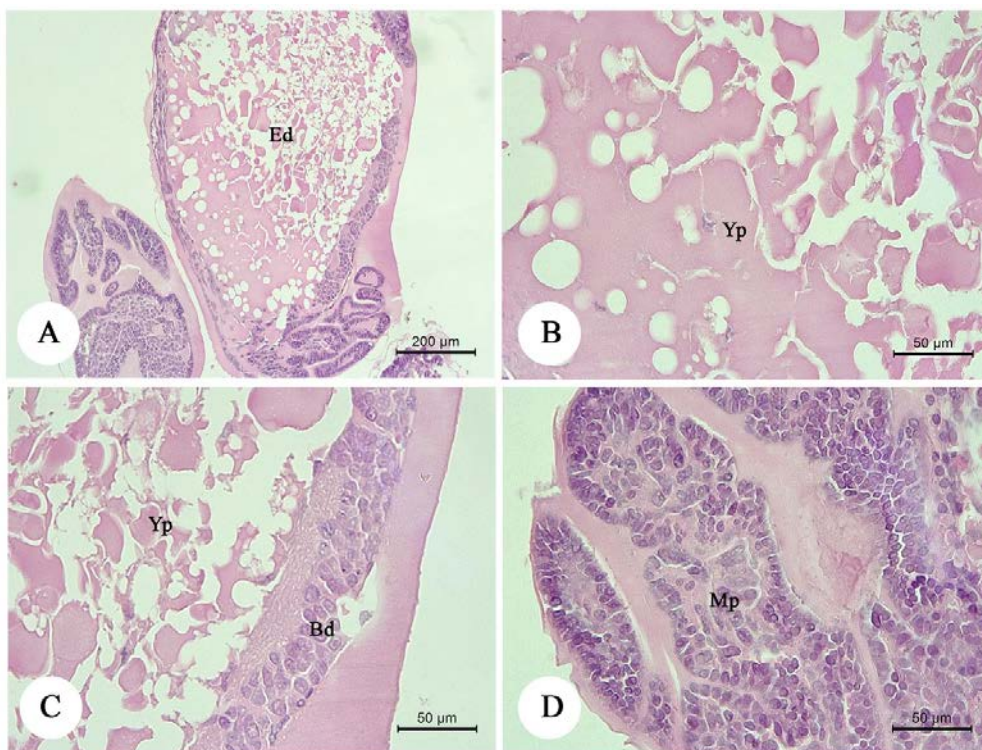


Figure 2. Light photomicrograph of the embryonic development (Ed) in *Norileca indica*. Note: Bd = blastodisc, Mp = mesodermal plug, Yp = yolk plate.

Acknowledgements

We would like to give special thanks to Aquatic Toxicopathology Laboratory, Department of Pathobiology, Faculty of Science, Mahidol University and Fish Team, Department of Marine Science, Faculty of Science, Chulalongkorn University for their valuable support in the laboratory during our experiments. The experimental protocol was approved by the Animal Care and Use Committee of Faculty of Science following the guide for the care and use of laboratory animal prepared by Chulalongkorn University (Protocol Review No. 1423003).

References

- Cheevaporn, V. & Menasveta, P. (2003) Water pollution and habitats degradation in the Gulf of Thailand. *Marine Pollution*, 47, 43-51. doi: 10.1016/S0025-326X(03)00101-2
- Erlinda, R. C. & Kazuya, N. (2017). First Record of *Norileca indica* (Isopoda, Cymothoidae) Parasitic on *Selar crumenophthalmus* and *Decapterus kurroides* (Perciformes, Carangidae) in the Philippines. *Comparative Parasitology*, 84(1), 60-63. doi: 10.1654/1525-2647-84.1.60
- Dhainaut, A. & De Leersnyder, M. (1976). Étude cytochimique et ultrastructurale de l'évolution ovocytaire du crab *Eriocheir sinensis*. I. Ovogenèse naturelle. *Archives De Biologie*, 87: 261-282.

- Dumont, L. F. C., D'Incao, F., Santos, R. A., Maluche, S. & Rodrigues, L. F. (2007). Ovarian development of wild pink prawn (*Farfantepenaeus paulensis*) females in northern coast of Santa Catarina State, Brazil. *Nauplius*, 15, 65-71.
- Erribabu, D. & Shyamasundari, K. (1978). The structure and cytochemistry of the oocytes in the crab *Xantho bidentatus*, Milne Edwards. *Folia-Histochemica et Cytochemica*, 16, 57-64.
- Hungspreugs, M. & Yuangthong, C. (1983). A history of metal pollution in the Upper Gulf of Thailand. *Marine Pollution Bullation*, 14, 465-469. doi: 10.1016/0025-326X(83)90047-4
- Krol, R. M., Hawkins, W. E. & Overstreet, R. M. (1992). Reproductive components. In F. W. Harrison & A. G. Humes (Eds.). *Microscopic Anatomy of Invertebrates: Decapods Crustacean*. pp. 295-343. New York: Wiley-Liss.
- Lubzens, E., Ravid, T., Khayat, M., Daube, N. & Tietz, A. (1997). Isolation and characterization of the high-density lipoproteins from the hemolymph and ovary of the penaeid shrimp *Penaeus semisulcatus* (de Haan): Apolipoproteins and lipids. *Journal of Experimental Zoology*, 278, 339-348. doi: 10.1002/(SICI)1097-010X(19970815)278:6<339::AID-JEZ1>3.0.CO;2-P
- Medina, A., Vila, Y., Mourente, G. & Rodriguez, A. (1996). A comparative study of the ovarian development in wild and pond-reared shrimp, *Penaeus kerathurus* (Forsk., 1775). *Aquaculture*, 148, 63-75. doi: 10.1016/S0044-8486(96)01408-1
- Meeratanana, P. & Sobhon, P. 2007. Classification of differentiating oocytes during ovarian cycle in the giant freshwater prawn, *Macrobrachium rosenbergii* de man. *Aquaculture*, 270, 249-258. <https://doi.org/10.1016/j.aquaculture.2007.03.009>
- Nagasawa, K. & Petchsupa, N. (2009). *Norileca indica* (Isopoda, Cymothoidae) parasitic on Bigeye Scad *Selar crumenophthalmus* in Thailand. *Biogeography*, 11, 131-133.
- Nair, S. G. (1956). On the embryology of the Isopod *Irona*. *Development*, 4, 1-33.
- Presnell, J. K. & Schreibman, M. P. (1997). *Humason's Animal Tissue Techniques*, (5th ed.) Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Rameshkumar, G., Ramesh, M., Ravichandran, S., Trilles, J.-P. & Subbiah, S. (2015). New record of *Norileca indica* from the west coast of India. *Journal of Parasitic Diseases*, 39(4), 712-715. doi: 10.1007/s12639-014-0416-8
- Ravid, T., Tietz, A., Khayat, M., Boehm, E., Michelis, R. & Lubzens, E. (1999). Lipid accumulation in the ovaries of a marine shrimp *Penaeus semisulcatus*. De Haan. *Journal of Experimental Biology*, 202, 1819-1829.
- Rivichandran, S., Rameshkumar, G. & Kumarare, K. 2009. Variation in the morphological features of isopod fish parasites. *World Journal of Fish and Marine Science*, 1, 137-140.
- Rivichandran, S., Rameshkumar, G. and Balasubramanian, T. 2010. Infestation of isopod parasites in commercial marine fishes. *Journal of Parasite Diseases*, 34, 97-98. doi: 10.1007/s12639-010-0014-3
- Romero-Rodriguez, J., Romàn-Contreras, R. & Bortolini-Rosales, J. (2017). Male influence on the ovarian development of the crustacean parasite Bopyrina abbreviate (Isopoda, Bopyridae). *Journal of the Marine Biological Association of the United Kingdom*, 97, 91-98. doi: 10.1017/S0025315415002258
- Scanabissi, S. F. & Tommasini, S. (1990). Origin and early development of female germ cells in *Eoleptestheria ticinensis* Balsamo-Crivelli, 1859 (Crustacea, Branchiopoda, Conchostraca). *Molecular Reproduction and Development*, 26, 47-52. doi: 10.1002/mrd.1080260108

- Senarat, S., Kettratad, J., Poolprasert, P., Boonyoung, P., Kangwanrangsang, N., & Jiraungkoorskul, W. (2015). *Hepatic histopathology in *Rastrelliger brachysoma* (Bleeker, 1851) from The Upper Gulf of Thailand*. pp. 369-374. In Asia-Pacific Conference on Engineering and Applied Science (2015 APCEAS), 25-27 August 2015, Osaka International House, Osaka, Japan.
- Smija, M. K. & Devi, A. R. S. (2015). Oocyte development and female reproductive cycle in the freshwater crab *Travancoriana schirnerae*. *Turkish Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 15, 691-702. doi: 10.4194/1303-2712-v15_3_13
- Souty, C. 1980. Electron microscopic study of follicle cell development during vitellogenesis in the marine crustacean isopod, *Idotea balthica basteri*. *Reproduction Nutrition Development*, 20, 653-663.
- Suvarna, K. S., Layton, C. & Bancroft, J. D. (2013). *Bancroft's Theory and Practice of Histological Techniques* (7th ed.). Canada: Elsevier.
- Tan-Fermin, J. D. (1991). Effects of unilateral eyestalk ablation on ovarian histology and oocyte size frequency of wild and pond-reared *Penaeus monodon* (Fabricius) broodstock. *Aquaculture*, 93, 77-86. doi: 10.1016/0044-8486(91)90206-M
- Van Herp, F. & Soye, D. (1997). Arthropoda-Crustacea. In T. S. Adams (Ed.), *Reproductive Biology of Invertebrates*. pp. 247-275. New York: John Wiley & Sons.
- van der Wal, S., Smit, N. J. & Hadfield, K. A. (2017) Redescription and molecular characterisation of the fish parasitic isopod *Norileca indica* (Milne Edwards, 1840) (Crustacea: Isopoda: Cymothoidae) with a key to the genus. *African Zoology*, 52, 163-175. doi: 10.1080/15627020.2017.1382389
- Wattayakorn, K. (2012). Petroleum pollution in the Gulf of Thailand: A historical review. *Coastal Marine Science*, 35, 234-245.
- Wilson, J. M., Bunte, R. M. & Carty, A. J. (2009). Evaluation of rapid cooling and tricaine methanesulfonate (MS222) as methods of euthanasia in zebrafish (*Danio rerio*). *Journal of the American Association for Laboratory Animal Science*, 48, 785-789.

Research Article

Improved ratio estimators of population mean using transformed variable in double sampling

Uraiwan Jaroengertikun¹ and Nuanpan Lawson^{1,*}

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

*E-mail: nuanpan.n@sci.kmutnb.ac.th

Received: 27/06/2018; Accepted: 07/09/2018

Abstract

Transformation techniques can be useful for improving the efficiency of the estimators. New ratio estimators for population mean using both the transformed auxiliary variable and the transformed study variable in double sampling have been proposed. To see how the proposed estimators perform, a simulation study had been conducted in which a percent relative efficiency was used to compare the proposed estimators with some existing estimators. The results showed that the proposed estimators were more efficient than the existing estimators.

Keywords: ratio estimator, auxiliary variable, mean square error, double sampling

Introduction

Using the benefit of known auxiliary variable, related to the study variable can possibly decrease the bias and also increase the efficiency of the estimators. Ratio estimator is one of a well-known estimators that use the information on an auxiliary variable X that related to the study variable Y in order to estimate the population mean of the variable of interest. Cochran (1977) proposed to use an auxiliary variable, related to the variable of interest to improve the population mean estimator in simple random sampling. The classical ratio estimator is given as below.

$$\hat{\bar{Y}}_R = \frac{\bar{y}}{\bar{x}} \bar{X}, \quad (1)$$

where $\bar{y}$ and $\bar{x}$ are the sample means of the study variable Y and an auxiliary variable X respectively. $\bar{X}$ is the population mean of an auxiliary variable X . The mean square error of the ratio estimator is given as follows.

$$MSE(\hat{\bar{Y}}_R) = \left(\frac{1-f}{n} \right) \bar{Y}^2 (C_y^2 + C_x^2 - 2\rho C_x C_y),$$

where C_x and C_y are the coefficient of variation of X and Y respectively. ρ is the correlation between X and Y and a sampling fraction $f = n / N$ where N is the population size and n is the sample size from simple random sampling without replacement.

Many authors have used the ratio estimator to estimate population mean with the use of known population values of auxiliary variables [see, e.g., Sisodia & Dwivedi (1981), Singh & Upadhyaya (1986), Kadilar & Cingi (2004), Nangsue (2009), Yan & Tian (2010), Subramani & Kumarapandiyan (2012) and Soponviwatkul & Lawson (2017)]. Moreover, some authors have applied the transformation method to the auxiliary variable with the purpose of producing a more efficient population mean estimation.

Srivenkataramana (1980) proposed to transform an auxiliary variable x_i to increase the performance of the population mean estimator. The variable x_i is transformed to $x_i^* = (N\bar{X} - nx_i) / (N - n)$, $i = 1, 2, \dots, N$ and a corresponding sample mean of x_i^* is $\bar{x}^* = (N\bar{X} - n\bar{x}) / (N - n) = (1 + \pi)\bar{X} - \pi\bar{x}$, where $\pi = n / (N - n)$. By replacing $\bar{x}^*$ into (1), Srivenkataramana (1980) ratio estimator is shown as follows.

$$\hat{Y}_{RS} = \frac{\bar{y}}{\bar{x}^*} \bar{X} \quad (2)$$

The mean square error of this estimator is given as follows.

$$MSE(\hat{Y}_{RS}) = \left(\frac{1-f}{n} \right) \bar{Y}^2 (C_y^2 + (1-\pi^2)C_x^2 - 2(1-\pi)\rho C_x C_y)$$

Later many authors have also improved the efficiency of population mean estimation using the population mean estimator on a study variable by using this variable transformation (see e.g., Tailor & Sharma, 2009; Onyeka et al., 2013). However, most authors only transformed the auxiliary variable X . Later, Adewara et al. (2012) proposed to transform both an auxiliary variable X and a study variable Y to increase the efficiency in estimating the population mean of the variable of interest. They proposed to use a transformed sample of auxiliary variable $\bar{x}^*$ and study variable $\bar{y}^*$ in the classical ratio estimator. The transformed sample mean of the auxiliary and the study variables are $\bar{x}^* = (N\bar{X} - n\bar{x}) / (N - n) = (1 + \pi)\bar{X} - \pi\bar{x}$ and $\bar{y}^* = (N\bar{Y} - n\bar{y}) / (N - n) = (1 + \pi)\bar{Y} - \pi\bar{y}$ respectively. The ratio estimator after using transformed variable $\bar{x}^*$ and $\bar{y}^*$ of Adewara et al. (2012) is defined as follows.

$$\hat{Y}_{RA} = \frac{\bar{y}^*}{\bar{x}^*} \bar{X}. \quad (3)$$

$$\hat{Y}_{RA_2} = \bar{y}^* \left(\frac{\bar{X} + C_x}{\bar{x}^* + C_x} \right), \quad (4)$$

$$\hat{Y}_{RA_3} = \bar{y}^* \left(\frac{\bar{X} + \rho}{\bar{x}^* + \rho} \right), \quad (5)$$

where C_x and ρ is the population coefficient of variation and correlation coefficient of an auxiliary variable respectively.

However, increasing the efficiency of the ratio estimator by using the transformed study variable which is the function of its population mean is in doubt by some authors (see e.g., Onyeka et al., 2013) because if the population mean of the study variable is known then there is no need to estimate its value. Therefore, it is not useful in practice to apply Adewara et al. (2012) estimator to estimate the population mean of the study variable that is already known.

Neyman (1938) proposed a technique called double sampling which is a very useful sampling technique in estimating these unknown parameters. Let N be the number of units in a population $U = U_1, \dots, U_N$. A simple random sampling without replacement (SRSWOR) is used to collect a large sample of size n' in the first phase sampling to collect the information from an auxiliary variable as it is less time consuming and less cost to obtain when compared to a full study variable. Then a smaller sample size n ($n < n'$) is selected from the second phase using SRSWOR to obtain the information on both the study variable and an auxiliary variable. Assume that $\bar{X}$ in (1) is unknown, the classical ratio estimator under double sampling is given by

$$\hat{Y}_{R.DS} = \frac{\bar{y}}{\bar{x}'} \bar{x}', \quad (6)$$

where $\bar{x}'$ is an unbiased estimator of population mean $\bar{X}$ from the first phase sampling based on sample size n' . $\bar{x}$ and $\bar{y}$ are the sample mean of the auxiliary variable and the variable of interest that have been estimated from the second phase sampling respectively.

The mean square error of this estimator is given as follows.

$$MSE(\hat{Y}_{R.DS}) = MSE(\hat{Y}_R) + \left(\frac{1}{n'} - \frac{1}{n} \right) (2\rho C_x C_y - C_x^2).$$

Later Lawson (2016) proposed new ratio estimators for population mean by adjusting Adewara et al. (2012) estimators in which unknown population means of both an auxiliary variable and the study variable are estimated. The transformed variables of the auxiliary and the study variables are given by

$$x_i^* = \frac{N\bar{x}' - n'x_i}{N - n'} \text{ and } y_i^* = \frac{N\bar{y}' - n'y_i}{N - n'}, i = 1, 2, \dots, n'.$$

A sample mean for x_i^* and y_i^* are

$$\bar{x}^* = \frac{N\bar{x}' - n'\bar{x}}{N - n'} = (1 + \pi)\bar{x}' - \pi\bar{x} \text{ and } \bar{y}^* = \frac{N\bar{y}' - n'\bar{y}}{N - n'} = (1 + \pi)\bar{y}' - \pi\bar{y}.$$

Assume that the population information of the auxiliary variable and the study variable are unknown. Lawson (2016)'s estimators are defined as below.

$$\hat{Y}_{RTX} = \frac{\bar{y}^*}{\bar{x}^*} \bar{x}', \quad (7)$$

$$\hat{\bar{Y}}_{RTy} = \frac{\bar{y}^*}{\bar{x}} \bar{x}', \quad (8)$$

$$\hat{\bar{Y}}_{RTxy} = \frac{\bar{y}^*}{\bar{x}^*} \bar{x}', \quad (9)$$

where $\bar{x}'$ is an unbiased estimator of population mean $\bar{X}$ from the first phase sampling based on sample size n' . $\bar{x}$ and $\bar{y}$ are the sample mean of the auxiliary variable and the variable of interest from the second phase sampling respectively. $\bar{x}^*$ and $\bar{y}^*$ are the transformed sample mean of the auxiliary variable and the variable of interest respectively that have been estimated from the second phase of sampling.

In this paper, we aim to propose new ratio estimators for population mean using transformation technique following Lawson (2016) and Adewara et al. (2012) using both the auxiliary variable and the study variable in double sampling. The proposed estimators will be compared with the classical ratio estimator using a percentage of relative efficiency (PRE) in double sampling.

The proposed ratio estimators are presented in Section 2. The efficiency comparison of the proposed estimators and the existing ratio estimators using simulation study are given in Section 3. The conclusions are given in Section 4.

Methods

We propose to adjust Adewara et al. (2012)'s estimator following Lawson (2016)'s estimator by using the transformation technique to transform for both the auxiliary variable and the study variable in double sampling. We have suggested to estimate the population mean and also the population values of the auxiliary variable such as coefficient of variation, correlation coefficient, the quartile functions, median, coefficient of skewness and coefficient of kurtosis based on sample from the first phase sampling.

The proposed estimators $\hat{\bar{Y}}_{RN_i}, i = 1, \dots, 10$ are given as follows.

$$\hat{\bar{Y}}_{RN_1} = \bar{y}^* \left(\frac{\bar{x}' + c_x}{\bar{x}^* + c_x} \right), \quad (10)$$

$$\hat{\bar{Y}}_{RN_2} = \bar{y}^* \left(\frac{\bar{x}' + r}{\bar{x}^* + r} \right), \quad (11)$$

$$\hat{\bar{Y}}_{RN_3} = \bar{y}^* \left(\frac{\bar{x}' + q_1}{\bar{x}^* + q_1} \right), \quad (12)$$

$$\hat{\bar{Y}}_{RN_4} = \bar{y}^* \left(\frac{\bar{x}' + q_3}{\bar{x}^* + q_3} \right), \quad (13)$$

$$\hat{\bar{Y}}_{RN_5} = \bar{y}^* \left(\frac{\bar{x}' + q_r}{\bar{x}^* + q_r} \right), \quad (14)$$

$$\hat{\bar{Y}}_{RN_6} = \bar{y}^* \left(\frac{\bar{x}' + q_d}{\bar{x}^* + q_d} \right), \quad (15)$$

$$\hat{\bar{Y}}_{RN_7} = \bar{y}^* \left(\frac{\bar{x}' + q_a}{\bar{x}^* + q_a} \right), \quad (16)$$

$$\hat{\bar{Y}}_{RN_8} = \bar{y}^* \left(\frac{\bar{x}' + m}{\bar{x}^* + m} \right), \quad (17)$$

$$\hat{\bar{Y}}_{RN_9} = \bar{y}^* \left(\frac{\bar{x}' + \beta_1}{\bar{x}^* + \beta_1} \right), \quad (18)$$

$$\hat{\bar{Y}}_{RN_{10}} = \bar{y}^* \left(\frac{\bar{x}' + \beta_2}{\bar{x}^* + \beta_2} \right), \quad (19)$$

where c_x is the sample coefficient of variation, r is the sample correlation coefficient, q_1, q_3, q_r, q_d, q_a are the sample values of the first and the third quartiles, the inter-quartile range, the semi-quartile range and the quartile average, m is median, β_1 and β_2 are coefficient of skewness and coefficient of kurtosis of an auxiliary variable X respectively. These values of an auxiliary variable have been estimated from the first phase sampling.

Therefore, the general form for the proposed estimator $\hat{\bar{Y}}_{RN}$ is given as follows.

$$\hat{\bar{Y}}_{RN} = \bar{y}^* \left(\frac{\bar{x}' + a}{\bar{x}^* + a} \right), \quad (20)$$

where a is real numbers or estimated value of parameters of an auxiliary variable from the first phase sampling.

Results and discussion

The population size $N=1,000$ is generated to see the performance of the proposed estimators. A sample of n' ($n' = 50, 300$) units is selected in the first phase sampling then a sample size n ($n = 5, 10, 15$ for $n' = 50$ and $n = 5, 15, 60$ for $n' = 300$) is selected from the second phase sampling with simple random sampling without replacement. The correlation between the variable of interest and an auxiliary variable are $-0.2, -0.5, -0.7, 0.2, 0.5$ and 0.7 . The value of the variable of interest (X, Y) is generated from the bivariate normal distribution with mean equal to 20 and 10 respectively and the variance for both variables is equal to 1 and repeat 10,000 times. A percentage of relative efficiency has been used to compare the

performance of the proposed estimators with the classical ratio estimator under double sampling. The results are presented in Tables 1 to 4.

Table 1. Percent relative efficiency of the proposed estimators over the classical ratio estimator under double sampling for $N = 1000$, $n' = 50$ with a negative relationship between X and Y

Estimator	$\rho = -0.2$			$\rho = -0.5$			$\rho = -0.7$		
	$n=5$	$n=10$	$n=15$	$n=5$	$n=10$	$n=15$	$n=5$	$n=10$	$n=15$
$\hat{\bar{Y}}_{DR}$	100	100	100	100	100	100	100	100	100
$\hat{\bar{Y}}_{RTX}$	140	137	132	174	174	170	198	201	201
$\hat{\bar{Y}}_{RTY}$	427	323	241	569	450	340	685	566	434
$\hat{\bar{Y}}_{RTXY}$	1219	522	278	1411	581	299	1533	617	312
$\hat{\bar{Y}}_{RN_1}$	1219	522	278	1411	582	300	1533	617	312
$\hat{\bar{Y}}_{RN_2}$	1218	522	278	1407	579	297	1527	612	309
$\hat{\bar{Y}}_{RN_3}$	1252	549	300	1470	627	335	1612	677	357
$\hat{\bar{Y}}_{RN_4}$	1252	549	301	1472	629	337	1614	679	358
$\hat{\bar{Y}}_{RN_5}$	1224	526	281	1419	588	304	1544	625	318
$\hat{\bar{Y}}_{RN_6}$	1222	524	280	1415	585	302	1539	621	315
$\hat{\bar{Y}}_{RN_7}$	1252	549	301	1471	628	336	1613	678	358
$\hat{\bar{Y}}_{RN_8}$	1252	549	301	1471	628	336	1613	678	358
$\hat{\bar{Y}}_{RN_9}$	1219	522	278	1410	582	300	1533	617	312
$\hat{\bar{Y}}_{RN_{10}}$	1228	530	284	1426	593	308	1556	631	322

Tables 1 and 3 show similar results, we can see clearly that the proposed estimators using a transformed variable for both X and Y variables performed a lot better than the classical ratio estimator and Lawson (2016)'s estimators with a negative relationship between X and Y . The proposed estimator using transformed variables for X , Y and $q_3 (\hat{\bar{Y}}_{RN_4})$ performed the best. All other proposed estimators gave similar PRE except the proposed estimator using a transformed variable for X , Y and $r_X (\hat{\bar{Y}}_{RN_2})$ gave slightly less PRE when compared to $\hat{\bar{Y}}_{RTXY}$. The proposed estimators performed well, especially for a small sampling fraction.

Tables 2 and 4 show similar results but the results are different when compared to Tables 1 and 3. We can see that the proposed estimators using a transformed variable for X and Y variables and some sample of an auxiliary variable such as q_1, q_3, q_a and median performed better than the classical ratio and Lawson (2016)'s estimators when $\rho = 0.2$. When $\rho = 0.5$ and 0.8 , all new proposed estimators performed better than the classical ratio

estimator and some of them gave the same PRE when compared to Lawson (2016)'s estimator using a transformed variable for both X and Y variables ($\hat{\bar{Y}}_{RT_{XY}}$). The proposed estimators performed well, especially for a small sampling fraction and when there was a weak positive correlation between X and Y.

Table 2. Percent relative efficiency of the proposed estimators over the classical ratio estimator under double sampling for $N = 1000$, $n' = 50$ with a positive relationship between X and Y

Estimator	$\rho = 0.2$			$\rho = 0.5$			$\rho = 0.7$		
	n=5	n=10	n=15	n=5	n=10	n=15	n=5	n=10	n=15
$\hat{\bar{Y}}_{DR}$	100	100	100	100	100	100	100	100	100
$\hat{\bar{Y}}_{RT_X}$	107	103	55	77	74	71	58	55	97
$\hat{\bar{Y}}_{RT_Y}$	310	223	86	211	152	113	153	180	163
$\hat{\bar{Y}}_{RT_{XY}}$	1008	437	189	767	358	213	595	1514	243
$\hat{\bar{Y}}_{RN_1}$	1008	438	189	767	358	213	595	1514	243
$\hat{\bar{Y}}_{RN_2}$	1008	438	189	767	358	213	595	1513	243
$\hat{\bar{Y}}_{RN_3}$	1016	446	180	761	354	210	585	1499	251
$\hat{\bar{Y}}_{RN_4}$	1017	446	180	761	357	210	584	1498	251
$\hat{\bar{Y}}_{RN_5}$	1011	439	188	767	358	213	594	1513	244
$\hat{\bar{Y}}_{RN_6}$	1010	438	189	767	358	213	595	1513	244
$\hat{\bar{Y}}_{RN_7}$	1016	446	180	761	354	210	584	1498	251
$\hat{\bar{Y}}_{RN_8}$	1016	446	180	761	354	210	584	1498	251
$\hat{\bar{Y}}_{RN_9}$	1009	437	190	767	358	213	595	1514	243
$\hat{\bar{Y}}_{RN_{10}}$	1011	441	188	767	358	213	593	1511	246

We can see clearly that the proposed estimators performed very well when the sample size n is small in Tables 1 to 4 when there is both a negative relationship and positive relationship between X and Y. As you can see the PREs decreased when the sample size n increased so the new transformation method can be used to increase the efficiency of the population mean estimator with a small sampling fraction which is a benefit to researchers in saving money. However, the new estimators seem to be less efficient when the sample size is larger.

Conclusion

Transformation method has been used to improve the efficiency of the population mean estimator using ratio estimation under double sampling. In this paper, we proposed to

adjust the transformed variable technique proposed by Adewara et al. (2012) following Lawson (2016)'s estimator by using the transformation technique to transform for both the auxiliary variable and the study variable in double sampling. The proposed estimators using a transformed variable performed better than the classical ratio estimator and Lawson (2016)'s estimator under double sampling. We can see a huge improvement in the percentage of relative efficiency when using the transformed variables for a small sampling fraction. All proposed estimators performed well when the relationship between X and Y variable was negative and when there was a weak positive correlation between X and Y. Therefore, it is a very useful technique that can be used in practice to improve the precision of estimators by using both auxiliary and study variables and also some estimated values of the auxiliary variable when the population values are not known in a small sample.

Table 3. Percent relative efficiency of the proposed estimators over the classical ratio estimator under double sampling for $N = 1000$, $n' = 300$ with a negative relationship between X and Y

Estimator	$\rho = -0.2$			$\rho = -0.5$			$\rho = -0.7$		
	n=5	n=15	n=60	n=5	n=15	n=60	n=5	n=15	n=60
$\bar{Y}_{DR}$	100	100	100	100	100	100	100	100	100
$\hat{\bar{Y}}_{RTX}$	144	141	143	176	173	181	197	196	210
$\hat{\bar{Y}}_{RTY}$	529	541	369	661	691	530	756	800	682
$\hat{\bar{Y}}_{RTXY}$	11463	3646	623	13820	4297	692	15404	4715	733
$\hat{\bar{Y}}_{RN1}$	11463	3646	623	13820	4298	692	15406	4716	733
$\hat{\bar{Y}}_{RN2}$	11461	3644	622	13811	4290	688	15389	4701	726
$\hat{\bar{Y}}_{RN3}$	11537	3719	669	13960	4426	765	15599	4886	826
$\hat{\bar{Y}}_{RN4}$	11539	3721	669	13964	4430	768	15605	4892	829
$\hat{\bar{Y}}_{RN5}$	11474	3657	630	13840	4315	702	15432	4739	745
$\hat{\bar{Y}}_{RN6}$	11469	3651	627	13830	4307	697	15419	4727	739
$\hat{\bar{Y}}_{RN7}$	11538	3720	669	13962	4428	767	15602	4889	828
$\hat{\bar{Y}}_{RN8}$	11538	3720	669	13962	4428	767	15602	4889	828
$\hat{\bar{Y}}_{RN9}$	11463	3646	624	13820	4297	692	15405	4715	732
$\hat{\bar{Y}}_{RN10}$	11484	3666	636	13857	4330	710	15455	4758	755

Table 4. Percent relative efficiency of the proposed estimators over the classical ratio estimator under double sampling for $N = 1000$, $n' = 300$ with a positive relationship between X and Y

Estimator	$\rho = 0.2$			$\rho = 0.5$			$\rho = 0.7$		
	n=5	n=15	n=60	n=5	n=15	n=60	n=5	n=15	n=60
$\hat{\bar{Y}}_{DR}$	100	100	100	100	100	100	100	100	100
$\hat{\bar{Y}}_{RTX}$	106	106	99	77	75	71	57	55	54
$\hat{\bar{Y}}_{RTY}$	430	363	236	303	250	157	220	180	113
$\hat{\bar{Y}}_{RTXY}$	9169	2708	526	6655	2003	433	4928	1514	361
$\hat{\bar{Y}}_{RN_1}$	9169	2708	526	6655	2003	433	4928	1514	361
$\hat{\bar{Y}}_{RN_2}$	9169	2709	527	6654	2003	433	4927	1513	360
$\hat{\bar{Y}}_{RN_3}$	9190	2729	539	6644	1997	426	4908	1499	344
$\hat{\bar{Y}}_{RN_4}$	9190	2729	539	6643	1997	426	4907	1498	344
$\hat{\bar{Y}}_{RN_5}$	9173	2712	529	6654	2003	433	4926	1513	359
$\hat{\bar{Y}}_{RN_6}$	9171	2710	527	6654	2003	433	4927	1513	360
$\hat{\bar{Y}}_{RN_7}$	9190	2729	539	6643	1997	426	4907	1498	344
$\hat{\bar{Y}}_{RN_8}$	9190	2729	539	6643	1997	426	4907	1498	344
$\hat{\bar{Y}}_{RN_9}$	9170	2708	526	6655	2003	433	4928	1514	361
$\hat{\bar{Y}}_{RN_{10}}$	9177	2715	530	6654	2003	433	4924	1511	358

Acknowledgements

This work was funded by The Faculty of Applied Science, King Mongkut's University of Technology North Bangkok, Thailand. Contract no. 6145103. We would like to thank the unknown referees for offering useful suggestions for improving this paper.

References

- Adewara, A. A., Singh, R. & Kumar, M. (2012). Efficiency of some modified ratio and product estimators using known value of some population parameters. *International Journal of Applied Science and Technology*, 2(2), 76-79.
- Cochran, W. G. (1977). *Sampling Techniques* (3rd ed.). New York: John Wiley and Sons.
- Kadilar, C. & Cingi, H. (2004). Ratio Estimators in simple random sampling. *Applied Mathematics and Computation*, 151(3), 893-902. [https://doi.org/10.1016/S0096-3003\(03\)00803-8](https://doi.org/10.1016/S0096-3003(03)00803-8)
- Lawson, N. (2016). Estimating population mean using transformed variables in double sampling. *Full Paper Proceeding ECBA-2016*, 158(8), 1-5. From Hongkong 8th International Conference on "Engineering & Tecnology, Computer, Basic and Applied Science (ECBA) 2016, 5-6 May 2016, Hongkong.

- Nangsue, N. (2009). Adjusted ratio and regression type estimators for estimation of population mean when some observations are missing. *International Scholarly and Scientific Research & Innovation*, 3(5), 334-337.
- Neyman, J. (1938), Contribution to the theory of sampling human populations, *Journal of the American Statistical Association*. 33, 101-116. <https://doi.org/10.2307/2279117>
- Onyeka, A. C., Nlebedim, V. U. & Izunobi, C. H. (2013). Estimation of population ratio in simple random sampling using variable transformation. *Global Journal of Science Frontier Research Mathematics and Decision Sciences*, 13(4), 57-65.
- Singh, H. P. & Upadhyaya, L. N. (1986). A dual to modified ratio estimator using coefficient of variation of auxiliary variable. *Proceedings National Academy of Sciences India*, 56(A), Part 4, 336-340.
- Sisodia, B. V. & Dwivedi, V. K. (1981). A modified ratio estimator using coefficient of variation of auxiliary variable. *Journal Indian Society of Agricultural Statistics*, 33(2), 13-18.
- Soponviwatkul, K. & Lawson, N. (2017). New ratio estimators for estimating population mean in simple random sampling using a coefficient of variation, correlation coefficient and a regression coefficient. *Gazi University Journal of Science*, 30(4), 610-621.
- Srivenkataramana, T. (1980). A dual to ratio estimator in sample surveys. *Biometrika*, 67(1), 199-204. <https://doi.org/10.1093/biomet/67.1.199>
- Subramani, J. & Kumarapandiyan, G. (2012). Modified ratio estimators for population mean using function of quartiles of auxiliary variable. *Bonfring International Journal of Industrial Engineering and Management Science*, 2(2), 19-23. doi: 10.9756/BIJEMS.1356
- Tailor, R. & Sharma, B. (2009). A modified ratio-cum-product estimator of finite population mean using known coefficient of variation and coefficient of kurtosis. *Statistics in Transition-new series*, 10(1), 15-24.
- Yan Z. & Tian B. (2010). Ratio method to the mean estimation using coefficient of skewness of auxiliary variable. In R. Zhu, Y. Zhang, B. Liu & C. Liu (Eds.), *Information Computing and Applications. ICICA 2010. Communications in Computer and Information Science*, vol 106, pp. 103-110. Berlin, Heidelberg: Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-642-16339-5_14

Research Article

การคัดเลือกและบ่งชี้สายพันธุ์แบคทีเรียผลิตพอลิไฮดรอกซีอัลคาโนเอตเบื้องต้นจากน้ำทิ้งโรงงานผลิตแป้งมันสำปะหลัง

Preliminary screening and identification of polyhydroxyalkanoates producing bacteria from cassava starch wastewater

ประดินันท์ เอี่ยมสะอาด^{1*}

Pradinunt Eiamsa-ard^{1*}

¹คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยราชภัฏพระนครศรีอยุธยา อ.พระนครศรีอยุธยา จ.พระนครศรีอยุธยา 13000

¹Faculty of Science and Technology, Phranakorn Si Ayutthaya Rajabhat University, Phranakorn Si Ayutthaya 13000

*E-mail: pradinunt@gmail.com

Received: 18/10/2017; Accepted: 11/07/2018

บทคัดย่อ

พอลิไฮดรอกซีอัลคาโนเอต (polyhydroxyalkanoates, PHAs) เป็นสารกลุ่มพอลิเมอร์ทางชีวภาพที่ได้รับความสนใจเป็นอย่างมากเนื่องจากคุณสมบัติในการย่อยสลายได้ทางชีวภาพและมีคุณลักษณะใกล้เคียงกับพลาสติกสังเคราะห์ที่ใช้กันในปัจจุบัน จากการคัดเลือกเชื้อแบคทีเรียที่สามารถสังเคราะห์ PHAs เบื้องต้นจากน้ำทิ้งโรงงานผลิตแป้งมันสำปะหลัง โดยใช้เทคนิคการย้อมเซลล์ด้วยสี Sudan Black B (SBB) พบว่าสามารถคัดเลือกเชื้อแบคทีเรียได้ทั้งสิ้น 10 ไอโซเลต และจากการจัดจำแนกสายพันธุ์แบคทีเรียด้วยการศึกษาลำดับนิวคลีโอไทด์ของชิ้นส่วน 16S rDNA ร่วมกับการศึกษาความสัมพันธ์ของลำดับวิวัฒนาการ พบว่าเชื้อแบคทีเรียที่แยกได้มีความหลากหลายและจำแนกเป็น 3 สกุล ประกอบด้วย *Bacillus*, *Enterobacter* และ *Sporosarcina* นอกจากนี้ยังพบว่าผลการศึกษานี้เปรียบเทียบกับลำดับนิวคลีโอไทด์ของแบคทีเรียไอโซเลต KR_M9 ที่มีความใกล้เคียงกับสายพันธุ์ *Sporosarcina luteola* ซึ่งยังไม่เคยพบรายงานเกี่ยวกับการผลิต PHAs มาก่อน ดังนั้นการศึกษานี้สามารถในการสังเคราะห์ PHAs ของแบคทีเรียไอโซเลต KR_M9 ทั้งในเชิงปริมาณและเชิงคุณภาพจึงเป็นประเด็นที่น่าสนใจในการศึกษาต่อไปในอนาคต

คำสำคัญ: พอลิไฮดรอกซีอัลคาโนเอต, น้ำทิ้งโรงงานผลิตแป้งมันสำปะหลัง, Sudan Black B

Abstract

Nowadays, Polyhydroxyalkanoates (PHAs) the group of biopolymer has been intensively interested since they possess biodegradable efficiency as well as highly similar characteristic to petrochemical plastic. In this study, ten PHAs producing bacteria were screened from cassava starch wastewater using Sudan black B (SBB) dying technique. Only 10 isolates were subsequently identified through the 16S rDNA sequencing analysis followed by phylogenetic relationship evaluation. The results revealed that they were successfully located into three bacterial genera including *Bacillus*, *Enterobacter*, and *Sporosarcina*. Interestingly, the molecular identification profile of KR_M9 was typically related to the strain *Sporosarcina luteola*, which has not been reported concerning to PHAs accumulation. Hence, it could be classified as the novel PHAs producing bacteria with attention to the further quantitative and quantitative analysis of PHAs production.

Keywords: polyhydroxyalkanoates, cassava starch wastewater, Sudan Black B

บทนำ

พอลิไฮดรอกซีอัลคาโนเอต (polyhydroxyalkanoates, PHAs) เป็นสารประเภทพอลิเอสเทอร์ทางชีวภาพที่สังเคราะห์และสะสมภายในเซลล์สิ่งมีชีวิตหลายชนิด ทำหน้าที่เป็นแหล่งคาร์บอนและแหล่งพลังงานสำหรับการเจริญในสภาวะจำกัดสารอาหาร (Madison & Huisman, 1999; Shang et al., 2003) ส่วนใหญ่พบมากในรูปของเม็ดแกรนูล (PHA granule) สะสมภายในเซลล์แบคทีเรียหลายชนิด เช่น *Cupriavidus necator* (Verlinden et al., 2011), *Alcaligenes latus* (Wang et al., 2013) และ *Pseudomonas oleovorans* (Ashby et al., 2002) โดยทั่วไป PHAs สามารถจัดจำแนกเป็น 3 กลุ่มขึ้นอยู่กับความยาวของมอนอเมอร์ที่เป็นองค์ประกอบ ดังเช่น กลุ่มแรก short chain length PHAs (scl-PHAs) ประกอบด้วย PHAs ที่มีความยาว C3-C5 กลุ่มที่สอง คือ medium chain length PHAs (mcl-PHAs) ประกอบด้วยคาร์บอนตั้งแต่ C6-C16 และกลุ่มสุดท้าย ได้แก่ long chain length PHAs (lcl-PHAs) เป็นกลุ่มของ PHA ที่มีความยาวของมอนอเมอร์มากกว่า 16 คาร์บอนอะตอม ซึ่งความแตกต่างของจำนวนคาร์บอนในโครงสร้างเกิดจากสารตั้งต้นรวมทั้งชนิดของจุลินทรีย์ที่สังเคราะห์ PHAs (Anderson & Dawes, 1990; Rehm, 2007)

ปัจจุบัน PHAs เป็นผลิตภัณฑ์ทางชีวภาพที่ได้รับความสนใจเป็นอย่างมาก เนื่องจากสามารถใช้ทดแทนพลาสติกสังเคราะห์โดยเฉพาะในงานเกี่ยวกับบรรจุภัณฑ์และวัสดุชีวภาพอื่นๆ (Khanna & Srivastava, 2005; Chanprateep, 2010) นอกจากคุณสมบัติที่ใกล้เคียงกับพลาสติกสังเคราะห์ทางปิโตรเคมีแล้วนั้น สิ่งสำคัญที่ทำให้ PHAs ได้รับความสนใจเป็นอย่างมากได้แก่ คุณสมบัติในการย่อยสลายได้ทางชีวภาพ รวมทั้งศักยภาพของการใช้วัสดุเหลือทิ้งหลายชนิดในการผลิต PHAs ได้ เช่น การผลิต PHAs จากกลีเซอรอลซึ่งเป็นของเหลือทิ้งจาก

กระบวนการผลิตไบโอดีเซล (Moita et al., 2014) ทั้งนี้คุณลักษณะของ PHAs ที่ผลิตขึ้นและการนำไปประยุกต์ใช้ขึ้นอยู่กับชนิดของมอนอเมอร์ที่เป็นองค์ประกอบ เช่น ในอดีตการสังเคราะห์พอลิไฮดรอกซีบิวทิเรต (polyhydroxybutyrate, PHB) ในรูปของ P(3HB) ไม่นิยมนำไปใช้ในการผลิตผลิตภัณฑ์ในระดับอุตสาหกรรมเนื่องจากความสามารถในการทนต่ออุณหภูมิได้ต่ำและเปราะแตกง่าย (Lee, 1996) แต่ในปัจจุบันการพัฒนากระบวนการสังเคราะห์ PHB ให้อยู่ในรูปของ P(4HB) ทำให้สามารถใช้ประโยชน์ PHB ในงานทางการแพทย์ได้ เช่น การผลิตเส้นหัวใจเทียม (Dohmen & Konertz, 2009)

เนื่องด้วยสถานการณ์ปัจจุบัน ปัญหาการขาดแคลนทรัพยากรรวมทั้งการสะสมขยะพลาสติกที่สังเคราะห์ด้วยปิโตรเคมีที่มีความรุนแรงมากขึ้น การศึกษาความหลากหลายของสายพันธุ์จุลินทรีย์ที่สามารถผลิตพลาสติกชีวภาพจึงเป็นทางเลือกที่น่าสนใจ โดยงานวิจัยนี้ได้คัดแยกเชื้อแบคทีเรียที่คาดว่าสามารถผลิต PHAs จากน้ำทิ้งโรงงานผลิตแป้งมันสำปะหลังเพื่อศึกษาความหลากหลายของสายพันธุ์แบคทีเรีย

วัสดุอุปกรณ์และวิธีการทดลอง

1. การคัดแยกเชื้อแบคทีเรียจากน้ำทิ้งโรงงานผลิตแป้งมันสำปะหลัง

เก็บตัวอย่างน้ำทิ้งจากโรงงานผลิตแป้งมันสำปะหลังในพื้นที่จังหวัดระยอง เพื่อศึกษาเชื้อแบคทีเรียที่สามารถผลิต PHA ได้ โดยการทำการเจือจางตัวอย่างเป็นลำดับส่วน (serial dilution) ในอาหารเลี้ยงเชื้อ mineral salt medium [MSM; ประกอบด้วย (กรัมต่อลิตร): $\text{Na}_2\text{HPO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$ 6.7; NaCl 10; KH_2PO_4 1.5; NH_4Cl 0.1; $\text{MgSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$ 0.2; CaCl_2 0.01 และ ferrous ammonium citrate 0.06] และ trace elements 1 มิลลิลิตร [ประกอบด้วย (กรัมต่อลิตร): $\text{ZnSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$ 0.13; $\text{FeSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$ 0.02; $(\text{NH}_4)_6\text{MO}_7\text{O}_{24} \cdot 4\text{H}_2\text{O}$ 0.06 และ H_3BO_3 0.06] จากนั้นถ่ายน้ำตัวอย่างแต่ละความเข้มข้นปริมาตร 1 มิลลิลิตร เพาะเลี้ยงบนอาหาร MSM agar ที่เติมน้ำตาลกลูโคส 5 กรัมต่อลิตร ด้วยวิธีการเกลี่ยเชื้อ (spread plate technique) แล้วจึงนำไปบ่มที่อุณหภูมิ 37 องศาเซลเซียส เป็นเวลา 48-72 ชั่วโมง (หรือจนกระทั่งสังเกตเห็นโคโลนีของแบคทีเรียบนอาหารเลี้ยงเชื้อ) (ปรับปรุงจาก Berlanga et al., 2006) คัดเลือกโคโลนีแบคทีเรียมาเพาะเลี้ยงจนได้เชื้อบริสุทธิ์เพื่อศึกษาความสามารถในการสะสม PHA ในลำดับต่อไป

2. การศึกษาการสะสม PHA เบื้องต้นของเชื้อแบคทีเรียที่แยกได้

การศึกษาศักยภาพในการสร้าง PHA ของเชื้อแบคทีเรียที่คัดแยกจากโรงงานผลิตแป้งมันสำปะหลังด้วยการใช้เทคนิคการย้อมสีเซลล์ด้วย Sudan Black B (SBB) ทำโดยการเตรียมสารละลาย Sudan Black B (Sigma, St. Louis, MO) เข้มข้น 3% w/v ในสารละลายเอทานอล 70% สำหรับย้อมสีเซลล์แบคทีเรียเป็นเวลา 10 นาที จากนั้นล้างสีส่วนเกินออกด้วย xylene (Sigma, St. Louis, MO) แล้วจึงย้อมเซลล์อีกครั้งด้วย safranin O (Sigma, St. Louis, MO) เข้มข้น 5% w/v เป็นเวลา 10 นาที ล้างด้วยน้ำสะอาดแล้วศึกษาศักยภาพในการสะสม PHAs ภายใต้กล้องจุลทรรศน์ (Olympus CX23, Japan) โดยพบว่าไอโซเลตที่คาดว่าสามารถผลิต PHAs ได้จะสังเกตเห็น

การดัดสีของ PHA granule ภายในเซลล์ (ปรับปรุงจาก Wei et al., 2011) เก็บรักษาแบคทีเรียโอะไซเลตที่เชื่อมติดสี SBB ในอาหารวุ้นเอียง ที่อุณหภูมิ 4 องศาเซลเซียสเพื่อรอการศึกษาในลำดับต่อไป

3. การวิเคราะห์ลำดับนิวคลีโอไทด์ของชิ้นส่วน 16S rDNA

ศึกษาข้อมูลนิวคลีโอไทด์ของชิ้นส่วน 16S rDNA โดยการเพาะเลี้ยงแบคทีเรียโอะไซเลตที่คาดว่าสามารถสะสม PHAs ในอาหารเหลว MSM บ่มที่อุณหภูมิ 37 องศาเซลเซียส เขย่าที่ 200 รอบต่อนาที เป็นเวลา 48 ชั่วโมง แล้วจึงเก็บเซลล์เพื่อนำมาสกัด DNA ด้วยชุดสกัดทางการค้า (Geneaid, Taiwan) จากนั้นเพิ่มปริมาณชิ้นส่วน 16S rDNA ด้วย ด้วยเทคนิค polymerase chain reaction (PCR) โดยใช้ไพรเมอร์ 27F: 5' AGAGTTTGA TCMTGGCTCAG 3' และ 1492R: 5' TACGGYTACCTTGTTACGACTT 3' (Lane, 1991) และ Taq DNA polymerase (Invitrogen, USA) แล้วส่งตัวอย่างดีเอ็นเอไปวิเคราะห์ลำดับนิวคลีโอไทด์ (Macrogen Inc, Korea)

4. การบ่งชี้สายพันธุ์แบคทีเรียและการศึกษาความสัมพันธ์ของลำดับวิวัฒนาการ

เปรียบเทียบลำดับนิวคลีโอไทด์ของชิ้นส่วน 16S rDNA ของแบคทีเรียทั้ง 10 โอะไซเลตกับฐานข้อมูล GenBank (national center for biotechnology information server, NCBI) โดยใช้โปรแกรม BLASTn algorithm เพื่อบ่งชี้สายพันธุ์แบคทีเรีย จากนั้นศึกษาความสัมพันธ์ของลำดับวิวัฒนาการของแบคทีเรียที่คัดแยกได้โดยการสร้างแผนภูมิลำดับวิวัฒนาการ (phylogenetic tree) ด้วยโปรแกรม PHYLIP (version 3.695) และโปรแกรมการสร้างแผนภูมิลำดับวิวัฒนาการ TREEVIEW (version 0.5.0)

ผลการทดลอง

1. การคัดแยกเชื้อแบคทีเรียที่สามารถผลิต PHAs เบื้องต้นจากน้ำทิ้งโรงงานแปรรูปมันสำปะหลัง

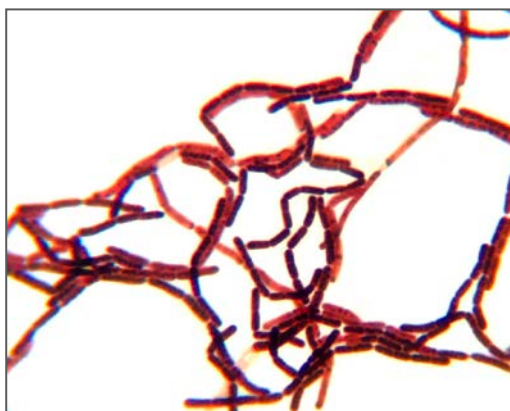
การคัดแยกแบคทีเรียที่สามารถสะสม PHAs จากน้ำทิ้งโรงงานผลิตแปรรูปมันสำปะหลังในจังหวัดระยอง ด้วยการคัดแยกในอาหารเลี้ยงเชื้อ MSM และการเชื่อมเซลล์ด้วยสี Sudan Black B พบว่าสามารถแยกเชื้อแบคทีเรียได้จำนวนทั้งสิ้น 10 โอะไซเลตที่สะสม PHA ภายในเซลล์โดยสังเกตจากการติดสีของ SBB ได้แก่ โอะไซเลต KR_M4, KR_M5, KR_M6, KR_M8, KR_M9, KR_M10, KR_P1, KR_P5, KR_P7 และ KR_P10 ลักษณะเซลล์แบคทีเรียที่ติดสีของ SBB แสดงตัวอย่างในรูปที่ 1

2. การจัดจำแนกสายพันธุ์แบคทีเรียและศึกษาความสัมพันธ์ของลำดับวิวัฒนาการ

การศึกษาข้อมูลลำดับนิวคลีโอไทด์ของชิ้นส่วน 16S rDNA ของแบคทีเรียที่สามารถสะสม PHAs ภายในเซลล์จำนวน 10 โอะไซเลต สามารถจัดจำแนกได้เป็น 3 สกุล ได้แก่ *Bacillus*, *Enterobacter* และ *Sporosarcina* ผลการจัดจำแนกแสดงในตารางที่ 1 โดยผลจากการเปรียบเทียบสายพันธุ์แบคทีเรียพบว่าโอะไซเลต KR_M9 ที่มีความใกล้เคียงกับแบคทีเรียสายพันธุ์ *Sporosarcina luteola* เป็นโอะไซเลตที่น่าสนใจเกี่ยวกับการผลิต PHAs เป็นอย่างมาก เนื่องจากยังไม่พบรายงานเกี่ยวกับการผลิต PHAs มาก่อน นอกจากนี้ผลการเปรียบเทียบสายพันธุ์ของโอะไซเลต KR_M8 และ KR_M6 พบว่ามีความใกล้เคียงกับสายพันธุ์ *Enterobacter aerogenes* และ *E. cloacae*

ตามลำดับ ซึ่งแบคทีเรียทั้งสองสายพันธุ์มีรายงานเกี่ยวกับการผลิต PHAs แต่ยังไม่มากนัก ในขณะที่แบคทีเรียที่แยกได้ในครั้งนี้ส่วนใหญ่จัดอยู่ในสกุล *Bacillus* ประกอบด้วยไอโซเลต KR_M5, KR_P5 และ KR_P7 ใกล้เคียงกับสายพันธุ์ *Bacillus* sp. ในขณะที่ไอโซเลต KR_M4, KR_M10, KR_P1 และ KR_P10 แสดงความสัมพันธ์ใกล้เคียงกับแบคทีเรียสายพันธุ์ *Bacillus megaterium* ซึ่งจัดเป็นกลุ่มของแบคทีเรียที่มีรายงานเกี่ยวกับการผลิต PHAs (López et al., 2012)

เมื่อศึกษาความสัมพันธ์ของลำดับวิวัฒนาการของแบคทีเรียที่แยกได้ทั้ง 10 ไอโซเลต โดยการสร้างแผนภูมิลำดับวิวัฒนาการ (phylogenetic tree) (รูปที่ 2) ในการอธิบายความสัมพันธ์ของกลุ่มแบคทีเรียที่สังเคราะห์ PHAs ที่แยกจากโรงงานผลิตแปรงไม้สำหรับล้าง กลุ่มของแบคทีเรียที่แยกได้จะมีความใกล้เคียงกันในระดับสกุล โดยเฉพาะอย่างยิ่งไอโซเลตที่จัดอยู่ในสกุล *Bacillus* และจะเห็นความห่างของลำดับวิวัฒนาการมากขึ้นในสกุลของแบคทีเรียที่ต่าง ๆ กัน ซึ่งในแผนภูมิแสดงลำดับวิวัฒนาการจะเห็นความสัมพันธ์เป็น 3 กลุ่มใหญ่ ได้แก่ *Bacillus*, *Enterobacter* และ *Sporosarcina* ตามลำดับ



รูปที่ 1. เซลล์แบคทีเรียไอโซเลต KR_P1 ที่ย้อมติดสี SBB เมื่อศึกษาภายใต้กล้องจุลทรรศน์ที่กำลังขยาย 1000 เท่า

วิจารณ์และสรุปผลการทดลอง

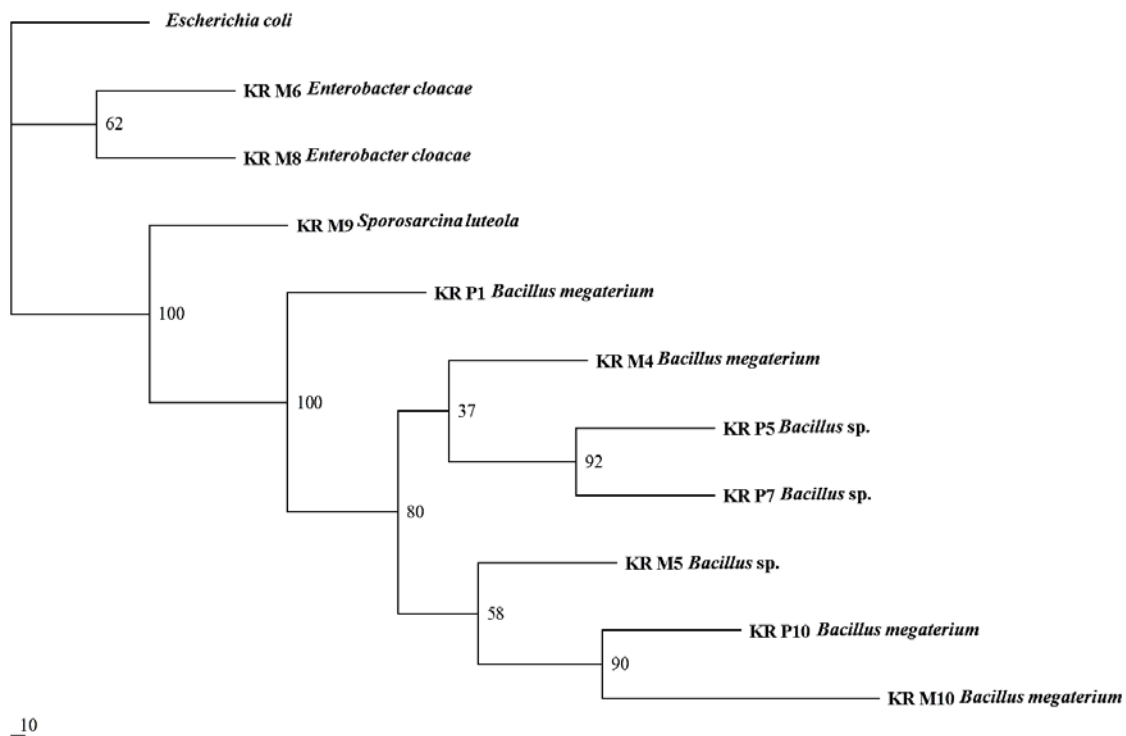
การคัดแยกแบคทีเรียจากน้ำทิ้งโรงงานอุตสาหกรรมผลิตแปรงไม้สำหรับล้างเพื่อหาเชื้อแบคทีเรียที่สามารถผลิต PHAs ในการศึกษานี้ได้เลือกใช้วิธีการย้อมเซลล์ด้วยสี Sudan Black B พบว่าสามารถคัดแยกเชื้อได้ทั้งสิ้นจำนวน 10 ไอโซเลต และเมื่อเปรียบเทียบลำดับนิวคลีโอไทด์พบว่าแบคทีเรียที่แยกได้สามารถจัดจำแนกได้ 3 สกุล โดยส่วนมากจัดอยู่ในกลุ่มของ *Bacillus* ตามด้วย *Enterobacter* และ *Sporosarcina* ตามลำดับ เป็นที่น่าสนใจเป็นอย่างยิ่งเกี่ยวกับผลการเปรียบเทียบสายพันธุ์ของไอโซเลต KR_M9 ที่ใกล้เคียงกับสายพันธุ์ *Sporosarcina luteola* เนื่องจากยังไม่พบรายงานเกี่ยวกับการสังเคราะห์ PHAs มาก่อน และยังเป็นแบคทีเรียสายพันธุ์ใหม่ที่เพิ่งมีรายงาน

เป็นครั้งแรกโดย Tominaga et al. (2009) นอกจากนี้ยังพบว่าแบคทีเรียที่คัดแยกได้ในครั้งนี้ส่วนใหญ่เป็นสายพันธุ์ที่มีรายงานประสิทธิภาพในการผลิต PHAs ดังเช่น แบคทีเรียสายพันธุ์ *Enterobacter cloacae* ซึ่งแยกได้จากดินบริเวณรากถั่วลิสง สามารถสะสม PHAs ได้สูงถึง 94% ของน้ำหนักเซลล์แห้ง (Samrot et al., 2011) ในขณะที่แบคทีเรียที่แยกได้ในครั้งนี้ส่วนใหญ่จัดอยู่ในสกุล *Bacillus* ได้แก่ *Bacillus* sp. และ *Bacillus megaterium* ซึ่งพบมีรายงานวิจัยเป็นจำนวนมากเกี่ยวกับการศึกษาการผลิต PHAs จากแบคทีเรียในสกุลนี้ (Wu et al., 2001; Ali & Jamil, 2016; Bikar et al., 2017)

ตารางที่ 1. การบ่งชี้สายพันธุ์แบคทีเรียด้วยลำดับนิวคลีโอไทด์ของชิ้นส่วน 16S rDNA

ลำดับที่	ไอโซเลต	สายพันธุ์แบคทีเรีย	เปอร์เซ็นต์ความเหมือน (% identity)
1	KR_P1	<i>Bacillus megaterium</i>	99
2	KR_P5	<i>Bacillus</i> sp.	99
3	KR_P7	<i>Bacillus</i> sp.	100
4	KR_P10	<i>Bacillus megaterium</i>	99
5	KR_M4	<i>Bacillus megaterium</i>	99
6	KR_M5	<i>Bacillus</i> sp.	100
7	KR_M6	<i>Enterobacter cloacae</i>	99
8	KR_M8	<i>Enterobacter aerogenes</i>	99
9	KR_M9	<i>Sporosarcina luteola</i>	99
10	KR_M10	<i>Bacillus megaterium</i>	100

จากผลการศึกษาในครั้งนี้สามารถสรุปได้ว่าการแยกเชื้อแบคทีเรียสายพันธุ์ใหม่ ๆ ที่สามารถผลิต PHAs ได้ยังคงมีความจำเป็นเพื่อหาแหล่งผลิต PHAs ให้มีความหลากหลายและตอบสนองต่อความต้องการในปัจจุบัน แต่อย่างไรก็ตามผลจากการศึกษาในครั้งนี้สามารถแยกเชื้อแบคทีเรียที่คาดว่าจะมีความสามารถในการผลิต PHAs สายพันธุ์ที่ยังไม่พบการรายงานเกี่ยวกับการผลิต PHAs มาก่อน ดังเช่น สายพันธุ์ *Sporosarcina luteola* แต่อย่างไรก็ตามการศึกษาศักยภาพในการผลิต PHAs ของแบคทีเรียสายพันธุ์ดังกล่าวทั้งในเชิงปริมาณและเชิงคุณภาพยังคงเป็นประเด็นที่น่าสนใจ เพื่อประโยชน์ในการประยุกต์ในระดับอุตสาหกรรมต่อไปในอนาคต



_10

รูปที่ 2. แผนภูมิลำดับวิวัฒนาการของแบคทีเรียที่สามารถผลิต PHAs ได้ จำนวน 10 ไอโซเลต

เอกสารอ้างอิง

- Ali, I. & Jamil, N. (2016). Biosynthesis and characterization of poly(3-hydroxyalkanoate) (PHA) from newly isolated bacterium *Bacillus* sp. AZR-1. *Iranian Journal of Science and Technology*, 42, 371-378. <https://doi.org/10.1007/s40995-016-0132-6>
- Anderson, A. J. & Dawes, E. A. (1990). Occurrence, metabolism, metabolic role, and industrial uses of bacterial polyhydroxyalkanoates. *Microbiological Reviews*, 54(4), 450-472.
- Ashby, R. D., Solaiman, D. K. & Foglia, T. A. (2002). The synthesis of short- and medium-chain length poly(hydroxyalkanoates) mixtures from glucose or alkanoic acid grown *Pseudomonas oleovorans*. *Journal of Industrial Microbiology & Biotechnology*, 28(3), 147-153. doi: 10.1038/sj/jim/7000231
- Baikar, V., Rane, A. & Deopurkar, R. (2017). Characterization of polyhydroxyalkanoate produced by *Bacillus megaterium* VB89 isolated from Nisargruna biogas plant. *Applied Biochemistry and Biotechnology*, 183, 241-253. <https://doi.org/10.1007/s12010-017-2441-4>

- Berlanga, M., Montero, M. T., Hernández-Borrell, J. & Guerrero, R. (2006). Rapid spectrofluorometric screening of poly-hydroxyalkanoate-producing bacteria from microbial mats. *International Microbiology*, 9, 95-102.
- Chanprateep, S. (2010). Current trends in biodegradable polyhydroxyalkanoates. *Journal of Bioscience and Bioengineering*, 10(6), 621-32. <https://doi.org/10.1016/j.jbiosc.2010.07.014>
- Dohmen, P. M. & Konertz, W. (2009). Tissue-engineered heart valve scaffolds. *Annals of Thoracic and Cardiovascular Surgery*, 15(6), 362-367.
- Khanna, S. & Srivastava, A. K. (2005). Recent advances in microbial polyhydroxyalkanoates. *Process Biochemistry*, 40, 607-619. <https://doi.org/10.1016/j.procbio.2004.01.053>
- Lane, D. J. (1991). 16S/23S rRNA sequencing. In E. Stackebrandt & M. Goodfellow (Eds.), *Nucleic Acid Techniques in Bacterial Systematics* pp. 115-175. New York: John Wiley & Sons.
- Lee, S. Y. (1996). Plastic bacteria? Progress and prospects for polyhydroxyalkanoate production in bacteria. *Trends in Biotechnology*, 14(11), 431-438. [https://doi.org/10.1016/0167-7799\(96\)10061-5](https://doi.org/10.1016/0167-7799(96)10061-5)
- López, J. A., Naranjo, J. M., Higueta, J. C., Cubitto, M. A., Cardona, C. A. & Villar, M. A. (2012). Biosynthesis of PHB from a new isolated *Bacillus megaterium* strain: Outlook on future developments with endospore forming bacteria. *Biotechnology and Bioprocess Engineering*, 17(2), 250-258. <https://doi.org/10.1007/s12257-011-0448-1>
- Madison, L. L. & Huisman, G. W. (1999). Metabolic engineering of poly(3-hydroxyalkanoates): from DNA to plastic. *Microbiology and Molecular Biology Reviews*, 63(1), 21-53.
- Moita, R., Freches, A. & Lemos, P. C. (2014). Crude glycerol as feedstock for polyhydroxyalkanoates production by mixed microbial cultures. *Water Research*, 58, 9-20. <https://doi.org/10.1016/j.watres.2014.03.066>
- Rehm, B. K. (2007). Biogenesis of microbial polyhydroxyalkanoate granules: a platform technology for the production of tailor-made bioparticles. *Current Issues in Molecular Biology*, 9, 41-62.
- Samrot, A. V., Avinesh, R. B., Sukeetha, S. D. & Senthilkumar, P. (2011). Accumulation of poly[(R)-3-hydroxyalkanoates] in *Enterobacter cloacae* SU-1 during growth with two different carbon sources in batch culture. *Applied Biochemistry and Biotechnology*, 163, 195-203. <https://doi.org/10.1007/s12010-010-9028-7>
- Shang, L., Jiang, M. & Chang, H. N. (2003). Poly(3-hydroxy-butyrate) synthesis in fed-batch culture of *Ralstonia eutropha* with phosphate limitation under different glucose concentration. *Biotechnology Letters*, 25(17), 1415-1419.
- Tominaga, T., An, S.-Y., Oyaizu, H. & Yokota, A. (2009). *Sporosarcina luteola* sp. nov. isolated from soy sauce production equipment in Japan. *The Journal of General and Applied Microbiology*, 55(3), 217-223. <https://doi.org/10.2323/jgam.55.217>

- Verlinden, R. A., Hill, D. J., Kenward, M. A., Williams, C. D., Piotrowska-Seget, Z. & Radecka, I. K. (2011). Production of polyhydroxyalkanoates from waste frying oil by *Cupriavidus necator*. *AMB Express*, 11(1), 1-8. <https://doi.org/10.1186/2191-0855-1-11>
- Wang, B., Sharma-Shivappa, R. R., Olson, J. W. & Khan, S. A. (2013). Production of polyhydroxybutyrate (PHB) by *Alcaligenes latus* using sugarbeet juice. *Industrial Crops and Products*, 43, 802-811. <http://dx.doi.org/10.1016/j.indcrop.2012.08.011>
- Wei, Y.-H., Chen, W.-C., Huang, C.-K., Wu, H.-S., Sun, Y.-M., Lo, C.-W. & Janarthanan, O.-M. (2011). Screening and evaluation of polyhydroxybutyrate-producing strains from indigenous isolate *Cupriavidus taiwanensis* strains. *International Journal of Molecular Sciences*, 12(1), 252-265. <http://doi.org/10.3390/ijms12010252>
- Wu, Q., Huang, H., Hu, G., Chen, J., Ho, K. P. & Chen, G. -Q. (2001). Production of poly-3-hydroxybutyrate by *Bacillus* sp. JMa5 cultivated in molasses media. *Antonie Van Leeuwenhoek*, 80(2), 111-118.

Research Article

ผลในการควบคุมการปนเปื้อนของเชื้อจุลินทรีย์ในบรรยากาศของ ฟิล์มเจาะรูขนาดไมครอนเข้าสู่บรรจุภัณฑ์

Effect of airborne microbial contamination control of micro-perforated film into packaging

ศุภาพิชัย วิฑูรติ¹, นพดล เกิดดอนแฝก², เบญจวรรณ ธรรมธนารักษ์¹ และ สาวิตรี วาทยานูปาส^{1*}

Supapit Viturat¹, Noppadon Kerddonfag², Benjawan Thumthanaruk¹ and Savitri Vatanyoopaisarn^{1*}

¹ภาควิชาเทคโนโลยีอุตสาหกรรมเกษตร อาหาร และสิ่งแวดล้อม คณะวิทยาศาสตร์ประยุกต์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ บางซื่อ กรุงเทพฯ 10800

²หน่วยวิจัยโพลิเมอร์ ศูนย์เทคโนโลยีโลหะและวัสดุแห่งชาติ สำนักงานพัฒนาวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยีแห่งชาติ อ.คลองหลวง จ.ปทุมธานี 12120

¹ Department of Agro-Industrial, Food, and Environmental Technology, Faculty of Applied Science, King Mongkut's University of Technology North Bangkok, Bangsue, Bangkok 10800, Thailand

² Polymer Research Unit, National Metal and Materials Technology Center (MTEC), Klong Luang, Pathumthani 12120

*E-mail: savitri.v@sci.kmutnb.ac.th

Received: 15/05/2018; Accepted: 28/08/2018

บทคัดย่อ

ฟิล์มปิดหน้าพอลิโพรพิลีนชนิด BOPP (biaxially polypropylene film) ที่มีการเจาะรูขนาดไมครอนได้มีการพัฒนาขึ้นเพื่อให้เกิดสภาวะดัดแปลงบรรยากาศแบบสมดุลภายในบรรจุภัณฑ์ให้เหมาะกับการยืดอายุผลิตภัณฑ์แต่งรสพร้อมบริโภค โดยชะลอเน่าเสียทางกายภาพ อย่างไรก็ตามเนื่องจากรูเจาะมีขนาดเส้นผ่านศูนย์กลาง 80 ไมครอนซึ่งมีขนาดใหญ่กว่าจุลินทรีย์ทั่วไป งานวิจัยนี้จึงมีจุดประสงค์เพื่อตรวจสอบโอกาสการปนเปื้อนของเชื้อจุลินทรีย์จากบรรยากาศผ่านรูเจาะของฟิล์มปิดหน้าถาด การทดสอบทำโดยเทอาหารเลี้ยงเชื้อ PCA ลงในถาดพอลิโพรพิลีนและปิดผนึกถาดด้วยฟิล์มพอลิโพรพิลีนที่ผ่านการเจาะรูขนาด 80 ไมครอน จำนวน 0 รู (BOPP-0H), 5 รู (BOPP-5H) และ 80 รู (BOPP-80H) บ่มที่ 25 °C และ 8 °C ภายในตู้แช่แบบเปิด และปิด ที่ระยะเวลา 10 วัน พบว่าหากบรรยากาศที่วางถาดมีจุลินทรีย์ปะปนอยู่มากจุลินทรีย์สามารถตกผ่านรูเจาะขนาด 80 ไมครอนเข้าสู่ถาดได้ โดยเฉพาะอย่างยิ่งเมื่อเก็บที่ 25 °C มีจำนวนจุลินทรีย์ในอากาศสูงกว่าที่ 8 °C มาก โดยฟิล์ม BOPP-80H พบ

เชื้อจุลินทรีย์ปนเปื้อนมากกว่า BOPP-5H ในขณะที่ BOPP-0H ไม่พบจุลินทรีย์เจริญเลย ดังนั้นการยืดอายุการเก็บ
ผลิตผลโดยใช้ฟิล์มปิดหน้าภาดประเภทนี้จึงต้องจัดวางในสภาพบรรยากาศที่มีการปนเปื้อนของจุลินทรีย์ใน
อากาศน้อยด้วยจึงจะป้องกันการเสื่อมเสียทั้งทางกายภาพและชีวภาพ

คำสำคัญ: ฟิล์มพอลิโพรพิลีนชนิดยัดขึ้นรูปสองทิศทาง, รูเจาะขนาดไมครอน, ผลิตผลสดตัดแต่ง, จุลินทรีย์ใน
อากาศ, การเน่าเสีย

Abstract

Recently biaxially polypropylene (BOPP) film or micro-perforated film was developed to create a modified atmosphere to physically extend the shelf-life of fresh-cut produces. However, the size of microhole was 80 micron which is bigger than the size of typical microorganism, thus the biological contamination from the air may occur. This research, therefore, aimed to study the possibility of microbial contamination via the hole of micro-perforated film. The experiment was conducted by pouring plate count agar in the tray and sealed with micro-perforated films of different pore numbers, 0 holes (BOPP-0H), 5 holes (BOPP-5H) and 80 holes (BOPP-80H). The trays were incubated at 25 °C and 8 °C (open and close refrigerator) for 10 days. The number of airborne microorganisms was also examined by settle plate method. The result showed that the number of microbes found in the tray related to that of airborne, especially when stored at 25 °C which had higher contamination of airborne microorganisms than at 8 °C. Therefore, the microbes contaminated in the air could pass through the perforated film of 80-micrometer size. This was due to the size of the hole bigger than the cell and spore of microorganism. In addition, the tray covered with BOPP-80H had higher microbial contamination than that with BOPP-5H. Whilst, the tray covered with BOPP-0H had no microbial colony. In order to prolong the storage life of the fresh cut produces using micro-perforated film, the packaging must be placed in the atmosphere with low airborne contamination to delay both physical and biological spoilage.

Keywords: biaxially polypropylene film, micro-perforated, fresh-cut produce, airborne microorganism, spoilage

บทนำ

เทคนิคการเจาะรูขนาดไมครอนได้ถูกนำมาใช้ร่วมกับการผลิตฟิล์มบรรจุภัณฑ์ทำให้เพิ่มประสิทธิภาพใน
การสร้างสมดุลสภาวะบรรยากาศดัดแปลงภายในภาชนะบรรจุของผลิตผลสดตัดแต่ง (Chantanop et al., 2014)

ทั้งนี้ศูนย์เอ็มเทคได้พัฒนาต้นแบบเครื่องเจาะรูฟิล์มด้วยเลเซอร์ และสามารถผลิตฟิล์มเจาะรูขนาดไมครอน (micro-perforated films) ที่ควบคุมอัตราการผ่านของแก๊สได้ เนื้อฟิล์มมีความใส แข็งแรงไม่เกิดฝ้าขณะใช้งาน ซึ่งมีเส้นผ่านศูนย์กลางรูเจาะอยู่ในช่วง 50-80 ไมครอน เหมาะสำหรับการผลิตผลสดเขตร้อนของไทยมีสมบัติการผ่านของแก๊สออกซิเจนเป็นช่วงกว้างหรือมีค่า oxygen transmission rate (OTR) 3,000-25,000 cc/m².day โดยอัตราการแพร่ผ่านของแก๊สคาร์บอนไดออกไซด์ (CO₂) ต่อแก๊สออกซิเจน (O₂) (permeability ratio, PCO₂)/PO₂, b) มีค่า ~0.8-1 (NSTDA, 2012) เมื่อนำเทคนิคการเจาะรูด้วยเลเซอร์ดังกล่าวมาใช้กับฟิล์มพอลิโพรพิลีนชนิด BOPP (biaxially polypropylene film) ที่มีคุณสมบัติการแพร่ผ่านของแก๊สต่ำ (Winotapun et al., 2015) จึงช่วยเพิ่มอัตราการซึมผ่านของแก๊สออกซิเจนและอัตราการซึมผ่านของไอน้ำสูงขึ้นได้ตามจำนวนรูเจาะ ส่งผลให้ภายในภาชนะบรรจุสามารถสร้างสภาวะบรรยากาศดัดแปลงให้เหมาะสมต่ออัตราการหายใจ การคายน้ำ ของผลิตผลแต่ละประเภท (Mastromatteo et al., 2012) จึงลดการเสื่อมสภาพและสามารถยืดอายุการเก็บรักษาของผลิตผลได้ ตัวอย่างเช่น การใช้ภาชนะบรรจุชนิดพอลิโพรพิลีน (PP) ปิดด้วยฟิล์ม BOPP ที่เจาะรูขนาดไมครอนจำนวน 9 รู ทำให้มีค่า OTR อยู่ที่ 98,000 ml/m².day สามารถยืดอายุการเก็บรักษาข้าวโพดฝักอ่อน ได้นานถึง 22 วัน เมื่อเทียบกับฟิล์มที่ไม่เจาะรูที่เก็บได้เพียง 9 วัน (Boonthanakorn et al., 2015) นอกจากนี้ยังมีรายงานการศึกษาในเงาะโดยใช้บรรจุภัณฑ์ BOPP เจาะรูขนาดไมครอนที่มีค่า OTR เป็น 3,765 ml/m².day ช่วยลดการสูญเสียน้ำหนักและชะลอการเกิดสีน้ำตาลดำของขนและผิวเปลือกของเงาะได้นาน 14 วัน (Winotapun et al., 2010) อย่างไรก็ตามการศึกษาก่อนหน้านั้นศึกษาอายุการเก็บผลิตผลจากลักษณะทางกายภาพ และการประเมินคุณภาพทางประสาทสัมผัสเป็นสำคัญ หากแต่การสูญเสียของผลิตผลสดนั้นอาจเกิดเนื่องจากจุลินทรีย์ได้อีกด้วย

โดยทั่วไปผลิตภัณฑ์อาหารจะปรากฏการเน่าเสียที่ผู้บริโภครับรู้ได้จากการเปลี่ยนแปลงสี กลิ่นหรือรสชาติ เมื่อมีจำนวนจุลินทรีย์ราว 10⁵ – 10⁶ CFU/g ในขณะที่จำนวนจุลินทรีย์ที่ก่อให้เกิดโรคแก่ผู้บริโภคได้มีน้อยกว่านั้นมาก (<10 CFU/g ในเชื้อแบคทีเรียก่อโรคบางชนิด) (Garbutt, 1997) จุลินทรีย์สามารถปนเปื้อนมาได้ทุกขั้นตอนการผลิต ตั้งแต่แปลงปลูก การเก็บเกี่ยว กระบวนการคัดแต่ง และบรรจุ และระหว่างรอการจำหน่าย ผลิตผลคัดแต่งสดที่รอจำหน่ายอยู่ในบรรจุภัณฑ์จึงเป็นขั้นสุดท้ายก่อนถึงมือผู้บริโภค เนื่องจากขนาดของรูเจาะบนฟิล์มมีเส้นผ่านศูนย์กลางอยู่ในช่วง 50-80 ไมครอน ในขณะที่เชื้อจุลินทรีย์เช่นแบคทีเรียโดยทั่วไปมีขนาด 1-10 ไมครอน ขณะที่สปอร์ของเชื้อราทั่วไปมีผ่านศูนย์กลาง 5-20 ไมครอน (Talaro & Chess, 2015) ซึ่งเล็กกว่าขนาดรูเจาะ 4-80 เท่า จุลินทรีย์แพร่กระจายอยู่ทั่วไปรวมทั้งในอากาศ ดังนั้นงานวิจัยนี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาโอกาสการปนเปื้อนของเชื้อจุลินทรีย์จากบรรยากาศผ่านรูเจาะขนาดไมครอนของฟิล์มปิดหน้าถาด การทดสอบทำโดยเทอาหารเลี้ยงเชื้อ PCA ลงในถาดพอลิโพรพิลีนและปิดผนึกถาดด้วยฟิล์มพอลิโพรพิลีนที่ผ่านการเจาะรูขนาด 80 ไมครอน จำนวน 0 รู (BOPP-0H), 5 รู (BOPP-5H) และ 80 รู (BOPP-80H) บ่มที่ 25°C และ 8°C ภายในตู้แช่แบบเปิด และปิด ที่ระยะเวลา 10 วัน เปรียบเทียบกับการตรวจนับจำนวนจุลินทรีย์ในอากาศที่เก็บรักษาด้วยการวางจานเปิดฝาไว้

วัสดุอุปกรณ์และวิธีการทดลอง

การตรวจนับจุลินทรีย์ในอากาศด้วยวิธี Settle plates

นำจานอาหารเพาะเชื้อ plate count agar (PCA) (SRL, อินเดีย) ที่ผ่านการเตรียมให้ปราศจากเชื้อแล้ว เปิดฝาจานเพาะเชื้อจำนวน 5 จาน วางเรียงบนโต๊ะสูงจากพื้นประมาณ 80 ซม. ในห้องที่เปิดเครื่องปรับอากาศอุณหภูมิ $25 \pm 2^{\circ}\text{C}$ เป็นเวลา 1 ชั่วโมง ปิดฝาจานและบ่มต่อที่อุณหภูมิเดียวกัน ในขณะที่การตรวจนับจุลินทรีย์ในอากาศที่อยู่ในตู้แช่เย็นแบบปิดและแบบเปิด ทำการเตรียมอาหารเช่นเดียวกันแต่นำจานอาหาร PCA ไปวางเปิดฝาทิ้งไว้ที่อุณหภูมิ $8 \pm 2^{\circ}\text{C}$ ในตู้แช่หน้าเปิด (Sanden Intercool, รุ่น SMO-0900, เยอรมัน) และตู้แช่แบบปิด (ตู้เย็น 3 ประตู Siemens, อิตาลี) โดยเปิดฝาจานเพาะเชื้อตลอด 10 วัน (ปรับจากวิธีการของ Vatanyoopaisarn et al., 2015) บันทึกจำนวนโคโลนีทุกวันจนครบ 10 วัน โดยแยกนับระหว่างจำนวนแบคทีเรีย ซึ่งเป็นโคโลนีที่เจริญมาก่อนภายใน 1-2 วันแรก ทำเครื่องหมายได้จำนวนบริเวณที่นับจำนวนไปแล้ว ส่วนเชื้อราสังเกตเบื้องต้นจากโคโลนีที่สร้างเส้นใยและเจริญหลังจาก 3 วัน หยุดการบันทึกผลเมื่อเกิดการลามของโคโลนีจนไม่สามารถแยกได้ก่อน 10 วัน

การศึกษาผลของรูเจาะขนาด 80 ไมครอนบนฟิล์มบรรจุภัณฑ์ต่อการผ่านของเชื้อจุลินทรีย์ที่ปนเปื้อนในบรรยากาศ

เทอาหารเลี้ยงเชื้อ PCA ที่ผ่านการเตรียมให้ปราศจากเชื้อ ลงในถาดพลาสติกชนิดโพลิโพรพิลีน (PP) ขนาด 14 ซม. x 19 ซม. x 3.5 ซม. และปิดผนึกด้วยฟิล์มพลาสติก (BOPP) ที่ทำการเจาะรูด้วยเลเซอร์ขนาด 80 ไมครอนโดยมีจำนวนรูตั้งแต่ 0, 5 และ 80 รู ทำการทดลองอย่างละ 5 ซ้ำ จากนั้นส่งไปฉายรังสีแกมมาที่สถาบันเทคโนโลยีนิวเคลียร์แห่งชาติ (องค์การมหาชน) ออกรังสี จ.นครนายก ใช้ปริมาณรังสี 25 กิโลเกรย์ รอบการดำเนินการนาน 8-10 ชั่วโมง เพื่อกำจัดเชื้อที่อาจปนเปื้อนอยู่ในบรรจุภัณฑ์ ก่อนนำไปวางเรียงบนโต๊ะในห้องที่เปิดเครื่องปรับอากาศอุณหภูมิ $25 \pm 2^{\circ}\text{C}$ และที่อุณหภูมิ $8 \pm 2^{\circ}\text{C}$ ในตู้แช่แบบปิด และตู้แช่แบบเปิด (โดยชุดควบคุมคืออาหารเลี้ยงเชื้อที่เตรียมในบรรจุภัณฑ์เดียวกัน เปิดแผ่นฟิล์ม BOPP ที่ไม่เจาะรูวางไว้ในห้องที่เปิดเครื่องปรับอากาศอุณหภูมิ $25 \pm 2^{\circ}\text{C}$ เป็นเวลา 1 ชั่วโมง แล้วปิดผนึกด้วยฟิล์มชนิดเดิม) บันทึกจำนวนโคโลนีแยกกระหว่างแบคทีเรียและราเช่นเดียวกับที่ได้อธิบายไว้ในข้อ 1 เมื่อครบเวลาตรวจสอบยืนยันโดยเปิดฟิล์มพลาสติกและฝาจานเพาะเชื้อออกเพื่อเชื้อโคโลนีแบคทีเรียมาซี้อมสีแบบแกรม และซี้อมีเชื้อราด้วย lactophenol cotton blue ก่อนบันทึกลักษณะที่เห็นได้กล้องจุลทรรศน์ (Meji, ญี่ปุ่น: ต่อกับกล้องดิจิทัล รุ่น MDCE-5C ที่เชื่อมต่อเข้าคอมพิวเตอร์และซอฟต์แวร์บันทึกภาพ ScopeImage 9.0, บริษัทไทยจุลทรรศน์) บันทึกภาพที่กำลังขยาย 400 เท่า และทำการเปรียบเทียบลักษณะของจุลินทรีย์ที่พบในอากาศกับจุลินทรีย์ที่พบในถาดโพลิโพรพิลีนที่ปิดผนึกด้วยฟิล์ม BOPP รูเจาะขนาด 80 ไมครอน

ผลและวิจารณ์ผลการทดลอง

ผลการตรวจนับจำนวนเชื้อจุลินทรีย์ที่ปะปนในบรรยากาศที่วางบรรจุภัณฑ์ แสดงดังตารางที่ 1 พบว่า ในห้องที่เปิดเครื่องปรับอากาศอุณหภูมิประมาณ 25 °C เมื่อเปิดฝาจาน 1 ชม. มีจำนวนโคโลนีสะสมรวม 25 โคโลนี ในขณะที่จำนวนโคโลนีในภาดพลาสติกพอลิโพรพิลีนที่เปิดทิ้งไว้นาน 1 ชม. ก่อนปิดหน้าภาดด้วยฟิล์ม BOPP ไม่เจาะรู พบจำนวนจุลินทรีย์สะสมรวม 258 โคโลนี ทั้งนี้พบว่าโคโลนีของแบคทีเรียเจริญบนอาหารเลี้ยงเชื้อตั้งแต่วันแรก และเชื้อราเริ่มเห็นโคโลนีในวันที่ 3 เมื่อบ่มที่อุณหภูมิเดียวกัน ดังนั้นจานอาหารที่มีแบคทีเรียเจริญมักพบว่าเป็นวันที่ 5 ของการบ่มโคโลนีแผ่ลามจนไม่สามารถบันทึกผลต่อได้ ในขณะที่ถาดอื่นที่เตรียมอาหารเลี้ยงเชื้อและปิดด้วยฟิล์ม BOPP ทั้งที่ไม่เจาะรู และเจาะรูขนาด 80 ไมครอน ก่อนนำไปทำให้ปราศจากเชื้อ และวางไว้ที่อุณหภูมิเดียวกันนี้ จะเห็นได้ว่าถาดที่ปิดด้วยฟิล์มที่ไม่เจาะรูไม่พบการเจริญของจุลินทรีย์เลย ตลอดระยะเวลาการบ่ม ในขณะที่เจาะรู 5 และ 8 รู พบจุลินทรีย์สะสม 12 และ 17 โคโลนีตามลำดับ พบเป็นเชื้อรามากกว่าแบคทีเรียและเนื่องจากมีจำนวนแบคทีเรียเจริญน้อยจึงสามารถบันทึกผลได้ตลอดระยะเวลา 10 วัน

การเปิดจานอาหารเลี้ยงเชื้อไว้ในบริเวณที่ต้องการตรวจสอบชนิดของเชื้อจุลินทรีย์เป็นวิธีการตรวจสอบจุลินทรีย์ในอากาศวิธีหนึ่งที่เตรียมได้ง่ายและมีการปฏิบัติมานานแล้ว (Collins et al., 1995) และโดยอาศัยหลักการที่ปล่อยให้อนุภาคจากอากาศตกลงมาตามแรงดึงดูดของโลก (gravitational settling) (Pepper & Gerba, 2011) อนุภาคที่มีขนาดเส้นผ่านศูนย์กลางต่ำกว่า 10 ไมครอนมีความเร็วในการตกอยู่ในช่วง 3.75×10^{-3} ถึง 7.6×10^{-3} เมตรต่อวินาที ส่วนอนุภาคที่มีขนาดใหญ่นี้ อัตราเร็วในการตกต่ำกว่าซึ่งสูงสุดได้ถึง 3.6×10^{-2} เมตรต่อวินาที (Chorel et al., 2010) ดังนั้นสปอร์เชื้อราที่มีขนาดใหญ่มากกว่าจึงมีโอกาสตกตามแรงดึงดูดของโลกได้เร็วกว่าแบคทีเรียที่มีขนาดเล็กกว่า นอกจากนี้อนุภาคนขนาดเล็กยังอาจถูกพัดพาให้เปลี่ยนทิศทางการตกจากแรงลมที่พัดเวียนอยู่ภายในบริเวณนั้น ลมที่เปลี่ยนทิศทางการของอนุภาคได้มีทั้งที่เกิดจากการเป่าโดยตรงมีทิศทางแน่นอน และการเดินผ่านไปมาของคนทำให้เกิดลมแบบไม่มีทิศทาง (Pepper & Gerba, 2011) ห้องที่วางถาด 25°C ดังกล่าวเป็นบริเวณที่อยู่ภายในอาคาร มีคนผ่านเข้าออกห้องเป็นระยะ และภายในห้องมีคนอยู่ตลอดเวลา ส่งผลทำให้พบเชื้อจุลินทรีย์หมุนเวียนอยู่ในอากาศที่มาจากการเปิดปิดประตูบ่อย และกิจกรรมของผู้คนที่เข้าออก จุลินทรีย์จากอากาศที่ปะปนภายในอาคารส่วนใหญ่มีสาเหตุจากกิจกรรมของผู้คนที่อยู่ภายในอาคารหลัก ๆ ได้แก่ ละอองที่ปลดปล่อยออกมาจากทางเดินหายใจ เศษผิวหนังที่หลุดร่อนของมนุษย์ การเดินเข้าออกที่พาฝุ่นดินติดมากับเสื้อผ้าและรองเท้า รวมทั้ง เครื่องปรับอากาศที่มีฝุ่นเกาะ (Deisingh, 2004) นอกจากนี้จากการตรวจสอบความชื้นสัมพัทธ์ในอากาศในห้องนี้มีค่าเฉลี่ย 54 %

ส่วนที่อุณหภูมิ 8 °C ในตู้แช่แบบเปิดและปิด เมื่อเปิดฝาจานเพาะเชื้อไว้จากจำนวน 5 จานพบโคโลนีเจริญเพียง 1-2 จาน ส่วนใหญ่ไม่พบเลยแม้จะเปิดทิ้งไว้นาน 10 วัน (ตารางที่ 2) แตกต่างจากอากาศที่อุณหภูมิ 25 °C (ตารางที่ 1) อย่างชัดเจน ที่มีจุลินทรีย์ปนเปื้อนอยู่ในบรรยากาศมากกว่า อย่างไรก็ตามในถาดที่ปิดด้วยฟิล์มที่มีรูเจาะยังพบการเจริญของโคโลนีอยู่ในบางถาดและพบในถาดที่วางไว้ในตู้แช่แบบเปิดมากกว่าแบบปิด ซึ่งพบโคโลนีขึ้นจาก 3 ถาดใน 5 ถาดทั้งที่ปิดหน้าด้วยฟิล์ม 5 รู และ 80 รู ตู้แช่ทั้งสองแบบดังกล่าวถูกวางไว้ในบริเวณที่มีคนผ่านเข้าออกมากจึงส่งผลให้เชื้อจุลินทรีย์ในอากาศที่พบในตู้แบบเปิดและตู้แบบปิดไม่แตกต่างกัน

ตารางที่ 1. จำนวนโคโลนีสะสมในอากาศ และบนอาหารเลี้ยงเชื้อ PCA ที่เตรียมในบรรจุภัณฑ์ PP และปิดด้วยฟิล์ม BOPP เมื่อวางไว้ที่อุณหภูมิ 25 °C นาน 10 วัน

อุณหภูมิ 25°C ความชื้นสัมพัทธ์ 54 %				
จุลินทรีย์ที่ตรวจสอบ	ลักษณะ และสถานะที่ทดสอบ	จำนวนโคโลนี		จำนวนโคโลนีสะสม
		แบคทีเรีย	เชื้อรา	
จุลินทรีย์ในอากาศ (วิธี settle plates)	จานเพาะเชื้อ เปิดทิ้งไว้ 1 ชม. ก่อนปิดฝา	8**	17**	25
	ถาด PP เปิดทิ้งไว้ 1 ชม. ก่อนปิดด้วย BOPP-0H	31**	227**	258
จุลินทรีย์จากอากาศที่ ปนเปื้อนลงในถาดผ่านรูเจาะ	ถาด PP ปิดด้วย BOPP-0H	0*	0*	0
	ถาด PP ปิดด้วย BOPP-5H	2*	10*	12
	ถาด PP ปิดด้วย BOPP-80H	5*	12*	17

หมายเหตุ *จำนวนโคโลนีสะสมในวันที่ 10, **จำนวนโคโลนีสะสมที่บันทึกในวันที่ 4 ก่อนการขยายตามจนไม่สามารถนับจำนวนได้, BOPP-0H = ฟิล์มไม่เจาะรู, BOPP-5H = ฟิล์มเจาะ 5 รู, BOPP-80H = ฟิล์มเจาะ 80 รู

เนื่องจากในอากาศไม่มีสารอาหาร จุลินทรีย์ที่ปนอยู่จึงไม่เพิ่มจำนวน แต่สามารถอยู่รอดได้นานเท่าใดขึ้นปัจจัยที่เกี่ยวข้องกับการอยู่รอดของจุลินทรีย์ เช่น แบคทีเรียที่สร้างเอนโดสปอร์ได้มีชีวิตรอดในอากาศได้นานกว่าเซลล์แบคทีเรียทั่วไป (Maier et al., 1999) อุณหภูมิส่งผลต่อจุลินทรีย์เช่นกัน หากจุลินทรีย์ที่ปนเปื้อนในอากาศมีแหล่งที่มาจากกิจกรรมของมนุษย์หรือหลักร้อนจากผิวหนังร่างกายแล้ว อุณหภูมิที่สามารถอยู่รอดได้ดีย่อมเป็นอุณหภูมิห้องหรืออุณหภูมิร่างกายซึ่งเรียกจุลินทรีย์กลุ่มนี้ว่า mesophiles (Talaro & Chess, 2015) อุณหภูมิเย็นส่งผลต่อเมตาบอลิซึมของจุลินทรีย์ mesophiles ให้ทำงานได้น้อยลง ในขณะที่ psychrophiles อยู่รอดได้ดีกว่าที่อุณหภูมิต่ำ (Garbutt, 1997) ความชื้นสัมพัทธ์ก็ส่งผลต่อการอยู่รอดของจุลินทรีย์เช่นกัน แบคทีเรียแกรมบวกอยู่รอดในสภาพความชื้นสัมพัทธ์สูงได้ดีกว่าแบคทีเรียแกรมลบ (Maier et al., 1999) และสปอร์ของเชื้อราทนสภาวะแห้งได้ดีกว่า

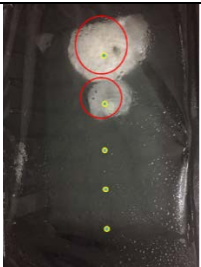
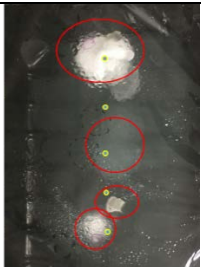
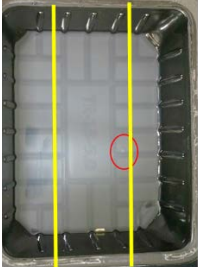
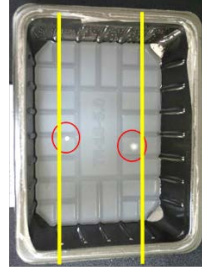
ตารางที่ 2. จำนวนโคโลนีสะสมในอากาศ และบนอาหารเลี้ยงเชื้อ PCA ที่เตรียมในบรรจุภัณฑ์ PP และปิดด้วยฟิล์ม BOPP เมื่อบ่มในตู้แช่แบบเปิดและปิดอุณหภูมิ $8 \pm 2^{\circ}\text{C}$ นาน 10 วัน

จุลินทรีย์ที่ ตรวจสอบ	ลักษณะ และ สถานะที่ ทดสอบ	ตู้แช่แบบเปิด อุณหภูมิ $8 \pm 2^{\circ}\text{C}$ ความชื้นสัมพัทธ์ 7.2 %		ตู้แช่แบบปิด อุณหภูมิ $8 \pm 2^{\circ}\text{C}$ ความชื้นสัมพัทธ์ 6.6 %	
		แบคทีเรีย	เชื้อรา	แบคทีเรีย	เชื้อรา
จุลินทรีย์ใน อากาศ	จานเพาะเชื้อ	0	2	0	1
จุลินทรีย์จาก อากาศที่	ถาด PP ปิดด้วย BOPP-0H	0	0	0	0
ปนเปื้อนลงใน ถาดผ่านรูเจาะ	ถาด PP ปิดด้วย BOPP-5H	1	5	0	1
	ถาด PP ปิดด้วย BOPP-80H	1	4	0	2

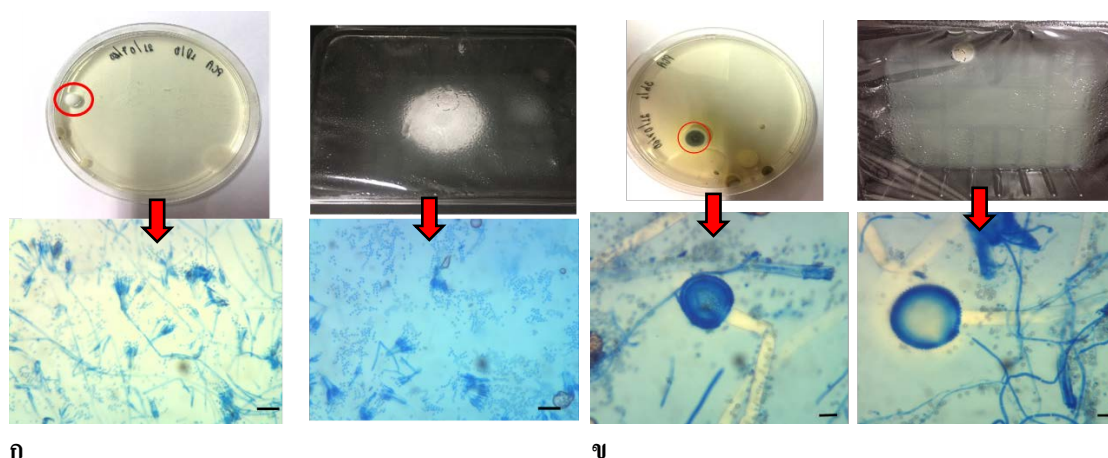
หมายเหตุ BOPP-0H = ฟิล์มไม่เจาะรู, BOPP-5H = ฟิล์มเจาะ 5 รู, BOPP-80H = ฟิล์มเจาะ 80 รู

เมื่อพิจารณาลักษณะของโคโลนีที่เจริญบนอาหารเพาะเชื้อที่เตรียมในถาด PP และบ่มที่อุณหภูมิห้อง (25°C) พบว่าฟิล์ม BOPP ที่มีจำนวนรูเจาะ 80 รูพบจุลินทรีย์สามารถผ่านรูเจาะได้มากกว่า 5 รู ในทุกสถานะการเตรียม อีกทั้งบริเวณที่พบจำนวนโคโลนีเกิดขึ้นจะอยู่ตามแนวรูเจาะและตำแหน่งการเกิดโคโลนีอยู่ในระยะทางห่างจากตำแหน่งรูเจาะบนฟิล์มปิดหน้าถาดไม่เกิน 2 ซม. (ดังรูปที่ 1) แบคทีเรียโดยทั่วไปมีขนาด 1-10 ไมครอน และสปอร์ของเชื้อราามีขนาด 5-20 ไมครอน (Talaro & Chess, 2015) ดังนั้นรูเจาะขนาด 80 ไมครอนจึงมีขนาดกว้างกว่าจุลินทรีย์ 8-40 เท่า พื่อที่จุลินทรีย์ในอากาศสามารถตกลงรูลงไปได้

เมื่อนำโคโลนีที่พบจากอากาศในห้องที่มีอุณหภูมิ 25°C กับโคโลนีที่พบในถาดพอลิโพรพิลีนที่ปิดผนึกด้วยฟิล์ม BOPP เจาะรูขนาด 80 ไมครอน ทั้ง 5 รู (BOPP-5H) และ 80 รู (BOPP-80H) ที่เกิดขึ้นในวันที่ 10 พบว่าลักษณะโคโลนีมีความสอดคล้องกัน และเมื่อนำไปส่องดูด้วยกล้องจุลทรรศน์ พบลักษณะการสร้างสปอร์แบบไม่อาศัยเพศคล้ายกับเชื้อราในสกุล *Penicillium* spp. และ *Aspergillus* spp. (รูปที่ 2) ส่วนแบคทีเรียมีทั้งแกรมลบ และแกรมบวก รวมทั้งชนิดที่สร้างเอนโดสปอร์ แบคทีเรียที่มักพบภายในอาคาร ได้แก่ *Bacillus* spp. *Pseudomonas* spp. *Staphylococcus* spp. *Micrococcus* spp. และ *Flavobacterium* spp. ส่วนเชื้อราได้แก่สกุล *Cladosporium* spp. *Penicillium* spp. และ *Aspergillus* spp. (Deisingh, 2004) จุลินทรีย์ที่ทำให้อาหารเสื่อมคุณภาพมีแหล่งที่มาได้ทั้งจากมือของผู้สัมผัสอาหาร ดิน น้ำ รวมทั้งอากาศ ในสภาพแวดล้อมที่เตรียมอาหาร และเก็บอาหารนั้น (Erkmen & Bozoglu, 2016)

จำนวนรูเจาะ	โคโลนีที่เกิดขึ้นในถาดพอลิโพรพิลีน			
	อุณหภูมิ 25°C		อุณหภูมิ 8°C	
BOPP-0H				
BOPP-5H				
BOPP-80H				
ถาด PP เปิดทิ้งไว้ 1 ชม. ก่อนปิดด้วย BOPP-0H				

รูปที่ 1. บริเวณที่เกิดโคโลนีขึ้นในถาดพอลิโพรพิลีนที่ปิดด้วยฟิล์ม BOPP ในจำนวนรูต่างๆ วงกลมสีแดงแทนตำแหน่งการเกิดโคโลนี และวงกลมสีเขียวหรือเส้นสีเขียวแทนตำแหน่งรูเจาะบนฟิล์ม



รูปที่ 2. ลักษณะโคโลนีเชื้อราที่อุณหภูมิ 25 °C เปรียบเทียบโคโลนีที่คล้ายกันจากอากาศ (settle plate) และ ในภาดพอลิโพรพิลีนที่ปิดด้วย BOPP 80 รู ก) เส้นใยสีขาว สปอร์แก่เป็นสีเขียว (พบ asexual spore คล้ายสกุล *Penicillium* spp.) ข) เส้นใยสีขาว สปอร์แก่เป็นสีเทา (พบ asexual spore คล้ายสกุล *Aspergillus* spp.) สเกลเทียบเท่า 20 ไมครอน ภาพแถวล่างบันทึกจากจุลทรรศน์แบบใช้แสง (Meji, ญี่ปุ่น) ที่กำลังขยาย 400 เท่า

ผลการเปรียบเทียบจำนวนรูเจาะขนาด 80 ไมครอนที่แตกต่างกันบนฟิล์มบรรจุภัณฑ์ต่อการผ่านของเชื้อจุลินทรีย์ที่ปนเปื้อนจากอากาศ พบว่าถาดชุดแรกที่เปิดทิ้งไว้ 1 ชั่วโมง พบจำนวนจุลินทรีย์เจริญมากแสดงว่ามีจุลินทรีย์ปนเปื้อนอยู่ในอากาศและทำให้เชื้อจุลินทรีย์ที่ปนเปื้อนจากอากาศสามารถผ่านไปได้เกิดโคโลนีทั่วทั้งถาดพอลิโพรพิลีน แต่ในขณะฟิล์ม BOPP จำนวนรูเจาะ 5 รู และ 80 รู เชื้อจุลินทรีย์สามารถผ่านได้แค่บริเวณที่มีรูเจาะขนาดไมครอน จึงทำให้ถาดที่ปิดหน้าถาดด้วยฟิล์ม BOPP จำนวนรูเจาะ 5 รู พบจำนวนโคโลนีมีจำนวนเกิดขึ้นน้อยกว่าที่ปิดหน้าถาดด้วยฟิล์ม BOPP จำนวนรูเจาะ 80 รู ดังนั้นจากการทดลองนี้แสดงให้เห็นว่าหากนำถาดที่ปิดด้วยฟิล์มเจาะรูนี้ไปใช้ในการบรรจุผลิตผลสดคัดแต่ง และวางจำหน่ายในบริเวณที่มีการกระจายของจุลินทรีย์ในอากาศน้อยย่อมไม่ส่งผลกระทบต่อความปลอดภัยของจุลินทรีย์ลงในผลิตภัณฑ์ อย่างไรก็ตามจำนวนจุลินทรีย์ที่ปนเปื้อนนั่นไม่ได้เป็นปฏิภาคโดยตรงกับจำนวนรูเจาะ เนื่องจากการกระจายของเชื้อจุลินทรีย์และการตกลงบนพื้นผิวมีปัจจัยที่เกี่ยวข้องหลายประการ เช่นอนุภาคขนาดเล็ก ตกได้ช้ากว่า การเคลื่อนไหวของลมที่เกิดจากการเดินไปมาของผู้คน รวมทั้งการหมุนเวียนของอากาศ หรือลมที่พัดอยู่ในบริเวณนั้นยังส่งผลต่อทิศทางการตกของอนุภาคได้ (Kanaani et al., 2008)

สรุปผลการทดลอง

การทดลองนำบรรจุภัณฑ์ที่มักใช้สำหรับบรรจุผลไม้สดและปิดหน้าภาควัสดุฟิล์มเจาะรูขนาดไมครอน ที่ถูกพัฒนาขึ้นให้ควบคุมการผ่านเข้าออกของแก๊สเพื่อช่วยยืดอายุการเก็บรักษาผลิตภัณฑ์ ได้บรรจุอาหารเลี้ยงเชื้อ สำหรับนับจำนวนจุลินทรีย์ทั้งหมดวางไว้ในห้องที่มีผู้คนเดินผ่านเข้าออกเปิดเครื่องปรับอากาศที่ 25 °C และวาง ในตู้แช่เย็น 8 °C ได้แสดงให้เห็นว่าหากบรรยากาศมีจุลินทรีย์ปะปนอยู่ ฟิล์มที่เจาะรูขนาด 80 ไมครอนยังสามารถมี จุลินทรีย์ผ่านรูเข้ามาได้ เนื่องจากขนาดของรูเจาะมีขนาดที่ใหญ่กว่าเชื้อจุลินทรีย์ จำนวนรูเจาะมาก มีโอกาส ปนเปื้อนมาก อย่างไรก็ตามเมื่อคำนวณเป็นเปอร์เซ็นต์การป้องกันเชื้อจุลินทรีย์ที่ผ่านฟิล์ม BOPP โดยเทียบ 0 รู สามารถป้องกันได้ 100% แล้ว ฟิล์ม BOPP-80 รู สามารถการป้องกันจำนวนเชื้อจุลินทรีย์คิดเป็น 91.8% ขณะที่ ฟิล์ม BOPP-5 รู สามารถการป้องกันจำนวนเชื้อจุลินทรีย์คิดเป็น 95.4% ดังการใช้ฟิล์ม BOPP เจาะรูขนาดไมครอนแม้ทำ ให้เกิดสภาวะดัดแปลงบรรยากาศภายในบรรจุภัณฑ์ซึ่งมีผลดีต่อการชะลอการสูญเสียและลดเมตาบอลิซึมของ ผลิตภัณฑ์ได้ แต่ในการนำไปใช้จริงเมื่อวางจำหน่ายหรือเก็บรักษาจะต้องคำนึงถึงการควบคุมการปนเปื้อนของ จุลินทรีย์ในบรรยากาศด้วยจึงจะส่งเสริมการยืดอายุการเก็บรักษาผลิตภัณฑ์สดได้ดียิ่งขึ้น

กิตติกรรมประกาศ

โครงการนี้ได้รับการสนับสนุนทุนจากโครงการสร้างปัญญาวิทย์ผลิตนักเทคโนโลยี (YSTP) สำนักงานพัฒนา วิทยาศาสตร์และเทคโนโลยีแห่งชาติ (สวทช) ที่ให้ทุนสนับสนุนสำหรับนักศึกษาศาสตรบัณฑิตศึกษา รหัสโครงการ P-14- 51356 ขอขอบคุณนางสาวอัจฉรา อันธิ ผู้ช่วยนักวิจัยห้องปฏิบัติการเทคโนโลยีพลาสติก หน่วยวิจัยโพลิเมอร์ สวทช. ที่ช่วยอำนวยความสะดวกและช่วยเหลือให้คำแนะนำเป็นอย่างดี

เอกสารอ้างอิง

- Boonthanakorn, J., Chinsirikul, W., Kerddonfag, N., Winotapun, C., Hutangura, P. & Thumthanaruk, B. (2015). Shelf life extension of baby corn (*Zea mays* L.) using micro-perforated films. *The Journal of KMUTNB*, 25(3), 439-448. <http://dx.doi.org/10.14416/j.kmutnb.2015.06.004> (in Thai)
- Chantanop, P., Chinsirikul, W., Winotapun, C., Domrongpakkaphan, V. & Thumthanaruk, B. (2014). Quality and shelf-life of fresh longan under modified atmosphere packaging. *The Journal of KMUTNB*, 24(3), 615-623. (in Thai)
- Chorel, F., Kondjoyan, A & Mirade, P. -S. (2010). Toward quantitative CFD prediction of contaminant particle deposition against surfaces in large forced-ventilation food plants. *Aerosol Science and Technology*, 44, 10-28. <https://doi.org/10.1080/02786820903325410>

- Collins, C. H., Lyne, P. M. & Grange, J. M. (1995). *Collins & Lyne's Microbiological Methods* (7th ed.). London, UK: Butterworth-Heinemann Ltd.
- Deisingh, A. (2004). Sick building syndrome. *Microbiologist*, 5(2), 26-30.
- Erkmen, O. & Bozoglu, T.F. (2016). Food Microbiology Principles into Practice, Volume 1: Microorganisms Related to Foods, Foodborne Diseases, and Food Spoilage. UK: John Wiley & Sons, Ltd.
- Garbutt, J. (1997). *Essentials of Food Microbiology*. London, UK: Arnold.
- Kanaani, H., Hargreaves, M., Ristovski, Z. & Morawska, L. (2008). Deposition rates of fungal spores in indoor environments, factors effecting them and comparison with non-biological aerosols. *Atmospheric Environment*, 42, 7141-7154.
- Maier, R. M., Pepper, I. L. & Gerba, C. P. (1999). *Environmental Microbiology*. San Diego, USA: Academic Press.
- Mastromatteo, M., Lucera, A., Lampignano, V. & Alessandro, M. (2012). A new approach to predict the mass transport properties of micro-perforated films intended for food packaging applications. *Journal of Food Engineering*, 113, 41-46.
- NSTDA for Commercialization (2012). *Micro-perforated films for packaging, shelf life of fresh fruits and vegetables*. Retrieved November 15, 2017, from <https://www.nstda.or.th> (in Thai)
- Pepper, I. L. & Gerba, C. P. (2011). Aeromicrobiology. In I. L. Pepper, C. P. Gerba & T. J. Gentry (Eds.), *Environmental Microbiology* (3rd ed.) pp. 89-110, Amsterdam, NL: Elsevier.
- Talaro, K. P. and Chess, B. (2015). *Foundations in Microbiology* (9th ed.). New York, USA: Mc Graw Hill Education.
- Vatanyoopaisarn, S., Chongchareon, R., Nopchareonkul, W. & Pornwongtong, P. (2015). *Microbiology Laboratory for Environmental Technologist*. Bangkok, Thailand: Sahamit Press. (in Thai)
- Winotapun, C., Kerddonfag, N., Klintham, P. & Chinsirikul, W. (2010) Shelf-life extension of rambutan by micro-perforated films. *Agricultural Science Journal*, 41:1 (Suppl.), 175-178. (in Thai)
- Winotapun, C., Kerddonfag, N., Kumsang, P., Hararak, B., Chonhenchob, V., Yamwong, T. & Chinsirikul, W. (2015). Microperforation of three common plastic films by laser and their enhanced oxygen transmission for fresh produce packaging. *Packaging Technology and Science*, 28(4), 367-383. <https://doi.org/10.1002/pts.2108>.

Research Article

สมบัติของหินโรยทางรถไฟจากแหล่งหินอัคนีในพื้นที่อำเภอจะนะ จังหวัดสงขลา

Properties of railway ballast rock from igneous rock deposits in Chana district, Songkhla province

วิมเนศวร์ คำคง^{1*} และพงศ์ศิริ จุลพงษ์¹

Wikhanet Damkhong^{1*} and Pongsiri Julapong¹

¹ภาควิชาวิศวกรรมเหมืองแร่และวัสดุ คณะวิศวกรรมศาสตร์ มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์

ตำบลคลองหอยโข่ง อำเภอหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา 90112

¹Department of Mining and Materials Engineering, Faculty of Engineering, Prince of Songkla University

Korhong subdistrict, Hatyai district, Songkhla 90112

*E-mail: wikhanet.d@psu.ac.th

Received: 13/06/2018; Accepted: 30/10/2018

บทคัดย่อ

การวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาสมบัติทางกายภาพของหินสำหรับใช้เป็นวัสดุโรยทางรถไฟ (ballast rock) โดยใช้หินจากแหล่งหินในพื้นที่อำเภอจะนะ จังหวัดสงขลา จำนวน 3 แหล่ง ได้แก่ แหล่งหินนาหว้า จำนวน 1 แหล่ง และแหล่งหินท่าหมอไทร จำนวน 2 แหล่ง แบ่งการทดสอบได้เป็น 6 สมบัติ ได้แก่ แร่วิทยาประกอบหิน ความคงทนต่อการขัดสีแบบบดเองเฉลี่ย ค่าการกระแทก การกระจายของขนาด ความถ่วงจำเพาะและการดูดซึมน้ำ และดัชนีรูปทรง จากนั้นทำการเทียบผลการศึกษาที่ได้กับมาตรฐานหินโรยทางของการรถไฟแห่งประเทศไทย จากการศึกษาแร่วิทยาประกอบหินพบว่าหินที่นำมาวิจัยเป็นหินอัคนีชนิดหินแกรนิต และสมบัติของหินจากทั้ง 3 แหล่ง เป็นไปตามมาตรฐานของการรถไฟแห่งประเทศไทย กล่าวคือ ค่าการสึกหรอน้อยกว่าร้อยละ 24 ความถ่วงจำเพาะรวมและการดูดซึมน้ำ มากกว่า 2.6 และไม่เกินร้อยละ 3 ตามลำดับ สำหรับค่าการกระจายของขนาดแหล่งหินท่าหมอไทร 1 และ 2 ทุกตัวอย่างเป็นไปตามมาตรฐาน มีเพียงแหล่งหินนาหว้า จำนวน 1 ตัวอย่างที่ไม่เป็นไปตามมาตรฐาน ในขณะที่ค่าดัชนีความยาวของแหล่งหินนาหว้า แหล่งหินท่าหมอไทร 1 และ 2 จัดอยู่ในกลุ่ม C, E และ

E ตามลำดับ ส่วนดัชนีความแบนเป็นไปตามเกณฑ์มาตรฐาน คือ แหล่งหินนาหว้า แหล่งหินท่าหมอไพร 2 และ แหล่งหินท่าหมอไพร 1 จัดอยู่ในกลุ่ม A, A และ C ตามลำดับ

คำสำคัญ: หินโรยทางรถไฟ, การทดสอบสมบัติทางกายภาพของหิน, แหล่งหินในจังหวัดสงขลา

Abstract

The aim of this research was to investigate the physical properties of railway ballast rock for the rock deposits in Chana district, Songkhla province such as Nahwah deposit and Tarmorsai deposit. The experiments was divided into 6 parts such as mineralogy, abrasion by los angeles, aggregate impact value, size distribution, specific gravity and water absorption and shape index were compared with the standard properties of State Railways of Thailand (SRT). The result showed that thin section from mineralogy was granite and samples from three deposits were complied with SRT's standard. The abrasion value was less than 24%, bulk specific gravity and water absorption was higher than 2.6 and less than 3 percent, respectively. For size distribution, Tarmorsai 1 deposit and Tarmorsai 2 deposit were complied with SRT's standard except 1 sample from Nahwah deposit. The elongation index of samples from Nahwah deposit, Tarmorsai 1 deposit and Tarmorsai 2 deposit were grouped into C, E and E type, respectively. The flakiness index of samples from Nahwah deposit, Tarmorsai 2 and Tarmorsai 1 were grouped into A, A and C type, respectively.

Keywords: ballast rock, physical properties testing of rock, rock deposit in Songkhla

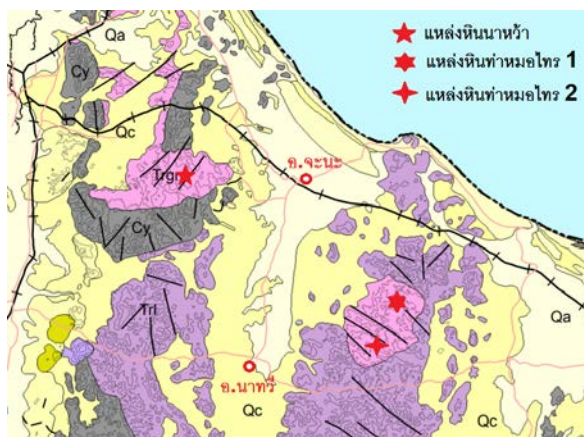
บทนำ

โครงการรถไฟทางคู่ในประเทศไทย ได้รับการผลักดันจากรัฐบาล และการรถไฟแห่งประเทศไทย เพื่อส่งเสริมการลงทุนเครือข่ายที่สำคัญของประเทศ เพื่อเพิ่มประสิทธิภาพการขนส่งสาธารณะ ลดระยะเวลาในการเดินทาง ช่วยประหยัดพลังงานเชื้อเพลิง รวมทั้งเพื่อศักยภาพในการบริการขนส่งสินค้าและการท่องเที่ยว โดยเฉพาะเส้นทางสุราษฎร์ธานี-หาดใหญ่-สงขลา ระยะทางรวม 323 กิโลเมตร โดยเป็นเส้นทางในจังหวัดสงขลา จำนวน 89 กิโลเมตร ใช้หินโรยทางรถไฟรวมมากกว่า 230,000 ลูกบาศก์เมตร จากโครงการก่อสร้างรถไฟทางคู่ในจังหวัดสงขลาและจังหวัดใกล้เคียง ทำให้ต้องมีการใช้หินโรยทางรถไฟ (ballast) ซึ่งเดิมในสมัยโบราณเมื่อแรกเริ่มสร้างทางรถไฟ หินโรยทาง คือหินกรวดที่เป็นอับเฉา (ballast) ถ่วงท้องเรือบรรทุกสินค้ามายังประเทศอังกฤษ หินกรวดนี้เมื่อเรือรับสินค้าไปแล้วก็ต้องขนขึ้นที่ท่า หมดประโยชน์ จึงนำมาใช้รองทางรถไฟ ด้วยเหตุนี้จึงเรียกว่า “ballast” และในภาษาอังกฤษก็ยังคงใช้คำนี้เรียกหินโรยทาง แม้ว่าในระยะต่อมามีการใช้หินที่ผลิตขึ้นแล้วก็ตาม (Chantasorn, 2016)

หินโรยทางเป็นชั้นของหินแข็งที่ผ่านการบด หินกรวด หินศิลาแลง หรือวัสดุเม็ดชนิดต่างๆ ถูกอัดแน่น รองรับชุดของรางรถไฟ หินโรยทางเป็นชั้นของหินแข็งที่ผ่านการบด หินกรวด หินศิลาแลง หรือวัสดุเม็ดชนิดต่างๆ ถูกอัดแน่น รองรับชุดของรางรถไฟ หินโรยทางรถไฟมีหน้าที่เป็นพื้นรองรับการวางหมอนรองรางรถไฟและยึด หมอนรองรางรถไฟขณะที่มีรถเคลื่อนที่ผ่าน ส่งผ่านและกระจายแรงจากหมอนรองรางรถไฟลงสู่พื้นที่มีเสถียรภาพ ให้สมบัติยึดหยุ่นแก่รางส่งผลต่อความนุ่ม-กระด้างของการโดยสาร ให้คุณสมบัติในการยึดราง เพื่อสร้างเสถียรภาพ ในทิศทางตามยาวและตามขวาง และช่วยการระบายน้ำที่ดีแก่ชุดรางรถไฟ (Chandra & Agarwal, 2007)

หินโรยทางรถไฟที่มีคุณภาพดีมักถูกผลิตจากหินแข็งชนิดต่างๆ โดยเฉพาะหินอัคนีจำพวกหินแกรนิต หรือ แม้แต่หินแปรจำพวกหินควอร์ตไซต์ เนื่องจากมีความคงทนและสามารถระบายน้ำได้ดี รวมทั้งมีความคุ้มค่าในระยะ ยาวมากกว่า แต่อย่างไรก็ดีมีการใช้ทราย จากการการถลุงแร่ หรือแม้แต่กรวด มาใช้เป็นหินโรยทาง เช่นกัน อย่างไรก็ตาม หินโรยทางรถไฟที่ดีควรมีลักษณะความแข็งแรงและทนทานต่อการสึกหรอ มีลักษณะรูปทรงเป็นลูกบาศก์ เหลี่ยม ควรเป็นวัสดุที่ไม่มีรูพรุนและไม่ดูดซึมน้ำ ทนทานต่อการขัดสีและสึกกร่อน มีความคงทน ไม่ถูกบดขยี้ หรือ สลายตัวภายใต้สภาพอากาศที่เปลี่ยนแปลง มีสมบัติให้น้ำไหลผ่านได้ดี และควรมีความคุ้มค่าทางเศรษฐศาสตร์

ขนาดของหินที่นำมาใช้เป็นหินโรยทาง เดิมนั้นถูกกำหนดให้ขึ้นอยู่กับชนิดของหมอนรองรางรถไฟ กล่าวคือ หากหมอนรองรางทำจากไม้หรือคอนกรีต จะใช้ขนาดหินที่ประมาณ 40 มิลลิเมตร (1.5 นิ้ว) แต่หากหมอน รองราง ทำจากเหล็ก ก็จะใช้ขนาด 50 มิลลิเมตร (1.5 นิ้ว) แทน แต่ในปัจจุบันยอมรับกันว่าใช้หินขนาด 50 มิลลิเมตร กับหมอนรองรางทุกชนิด ซึ่งปัจจุบันหินโรยทางรถไฟในพื้นที่ภาคใต้มักเป็นหินอัคนี โดยเฉพาะหินแกรนิต (granite) ที่มีค่อนข้างมากในจังหวัดสงขลา งานวิจัยนี้เก็บตัวอย่างจากพื้นที่แหล่งหินดังแสดงในรูปที่ 1 ซึ่งเป็นพื้นที่ ของหินอัคนี เพื่อเปรียบเทียบคุณภาพหินแกรนิตตามมาตรฐานที่การรถไฟแห่งประเทศไทย หรือมาตรฐานสากล กำหนด จากแหล่งหินในจังหวัดสงขลา สำหรับวางแผนการใช้ทรัพยากรในอนาคต



รูปที่ 1. แผนที่ธรณีวิทยาจังหวัดสงขลา บริเวณอำเภอจะนะ แสดงพื้นที่เก็บตัวอย่างหินในการวิจัย

(Department of Mineral Resources, 2007)

วัสดุอุปกรณ์และวิธีการทดลอง

การดำเนินการวิจัยของโครงการใช้หินจากแหล่งหินในอำเภอจะนะ จังหวัดสงขลา ได้แก่ แหล่งหินในตำบลนาหว้า จำนวน 1 แหล่ง และแหล่งหินตำบลท่าหมอไพร จำนวน 2 แหล่ง โดยเก็บตัวอย่างหินโรยทางรถไฟที่ผ่านกระบวนการโม่ ด้วยวิธี grab sampling ให้เป็นตัวแทนของตัวอย่างหินโรยทาง จำนวนแหล่งละ 5 ตัวอย่าง รวมทั้งสิ้น 15 ตัวอย่าง เพื่อนำมาทดสอบสมบัติทางกายภาพตามมาตรฐานการทดสอบ ASTM (American Society for Testing and Materials, 1998) จากนั้นเปรียบเทียบกับมาตรฐานของหินโรยทางของการรถไฟแห่งประเทศไทย ได้แก่

1) การศึกษาแร่วิทยาประกอบหิน (mineralogy)

การศึกษาแร่วิทยาในหินอาศัยกระบวนการตัดและทำแผ่นหินบาง (thin section) จากนั้นส่องดูแผ่นหินบางด้วยกล้องจุลทรรศน์เพื่อหาแร่ประกอบหิน เนื่องจากประสิทธิภาพของหินโรยทางรถไฟจะขึ้นอยู่กับลักษณะของแร่วิทยา องค์ประกอบทางเคมี ลักษณะเนื้อหิน และ โครงสร้างของหินนั้นๆ ซึ่งสามารถทราบลักษณะดังกล่าวนี้จากการวิเคราะห์สีดวรรณา (petrographic analysis) ซึ่งลักษณะแร่วิทยาจะเป็นตัวแปรหลักในการบ่งบอกถึงความแข็งโดยรวม ความทนทานทางกายภาพ แนวโน้มในการผุพังทางเคมี องค์ประกอบและปริมาณอนุภาคละเอียด และระดับความไวในการเปียกและแห้ง (Watters et al., 1987)

2) การทดสอบความคงทนแบบ Los Angeles (abrasion test: Los Angeles)

เป็นการทดสอบความทนทานเนื่องจากการขัดสีของมวลรวม ตามมาตรฐาน ASTM C131 และ 535 โดยเมื่อมวลรวมถูกแรงกระทำอย่างสม่ำเสมอ ทำให้เกิดการสึกกร่อน ซึ่งจะมากหรือน้อยขึ้นอยู่กับสมบัติทางธรรมชาติของหิน อาทิเช่น องค์ประกอบแร่ เนื้อหิน ขนาดก้อน ซึ่งค่าความทนทานต่อการสึกหรอสามารถวัดได้จากค่าความสัมพันธ์ระหว่างน้ำหนักของหินที่สึกกร่อนหลังเสียดสีจำนวน 200 รอบ (W_{200}) และ 1,000 รอบ (W_{1000}) กับน้ำหนักเดิม (W_1) สามารถคิดเป็นร้อยละ เรียกว่า ร้อยละความสึกหรอ (percentage of wear) และค่าตัวประกอบความเป็นเอกรูป (uniformity factor-UF) โดยการขนาดของหินตามการวิจัยนี้ใช้ปริมาณหิน 10 กิโลกรัม และลูกเหล็กจำนวนตามมาตรฐาน โดยสามารถคำนวณร้อยละความสึกหรอ และค่าตัวประกอบความเป็นเอกรูป ได้จากสมการที่ 1 และ 2 ตามลำดับ

$$\text{ร้อยละความสึกหรอ} = \frac{W_1 - W_{1000}}{W_1} \times 100\% \quad (1)$$

$$\text{ค่าตัวประกอบความเป็นเอกรูป} = \frac{W_1 - W_{200}}{W_1 - W_{1000}} \times 100\% \quad (2)$$

หลังจากการคำนวณค่าร้อยละการสึกหรอ สามารถเปรียบเทียบตามมาตรฐานของการรถไฟแห่งประเทศไทยได้ ซึ่งกำหนดเกรดให้ใช้ตั้งแต่ A-E คือ มีค่าการสึกหรอไม่เกินร้อยละ 24 ดังตารางที่ 1

ตารางที่ 1. มาตรฐานการร้อยละการสึกหรอของหินโรยทางของการรถไฟแห่งประเทศไทย (Office of Transport and Traffic Policy and Planning, 2018)

กลุ่ม	ร้อยละการสึกหรอ	กลุ่ม	ร้อยละการสึกหรอ
A	น้อยกว่าหรือเท่ากับ 12	E	น้อยกว่าหรือเท่ากับ 24
B	น้อยกว่าหรือเท่ากับ 14	F	มากกว่า 24
C	น้อยกว่าหรือเท่ากับ 16	G	ไม่ได้กำหนด
D	น้อยกว่าหรือเท่ากับ 20		

3) การทดสอบค่าการกระแทก (aggregate impact value)

ใช้วัดความสัมพันธ์ของความเหนียวแน่นหรือความต้านทานต่อภาวะแรงกระแทกอย่างฉับพลัน ค่านี้เป็นค่าที่สำคัญในการใช้งานของมวลรวมสำหรับพื้นที่ที่ต้องรับน้ำหนักมาก เช่น ทางหลวง ทางรถไฟ สนามบิน เป็นต้น ค่ากระแทกเป็นอัตราส่วนของน้ำหนักของมวลรวมที่ผ่านการปล่อยกระแทกผ่านเครื่องทดสอบค่ากระแทก และคัดขนาดผ่านตะแกรงขนาด 2.36 มิลลิเมตร (W_1) ต่อน้ำหนักตัวอย่างก่อนการทดสอบ (W) สามารถคำนวณ ค่ากระแทกได้จากสมการที่ 3 และสามารถแบ่งประเภทหินเป็นชนิดแข็งแรงมาก, แข็ง, เหมาะสมสำหรับงานผิวคันทาง และไม่เหมาะสมสำหรับงานผิวคันทาง โดยอาศัยค่ากระแทกในการแบ่งที่น้อยกว่าร้อยละ 10, 10-20, 20-30 และมากกว่า 30 ตามลำดับ (Gokhale & Rao, 1981)

$$\text{ค่ากระแทก} = \frac{W_1}{W} \times 100\% \quad (3)$$

4) การทดสอบการกระจายของขนาด (size distribution by sieve analysis)

การทดสอบการกระจายของขนาดสามารถบอกได้ว่าในมวลรวมหินที่ต้องการทดสอบ มีปริมาณช่วงขนาดที่ต้องการมากหรือน้อยเพียงใด เพื่อป้องกันการมีหินบางขนาดที่มากหรือน้อยจนเกินไป เช่นกรณีของหินโรยทางรถไฟ หากมีหินขนาดโตมากจนเกินไปจะทำให้การยึดเกาะกันระหว่างหินมีน้อยเกินไป หรือมีหินก้อนเล็กมากเกินไปจะทำให้การรับแรงมีค่าลดลง เป็นต้น การทดสอบใช้เครื่องคัดขนาดแบบสั่น ที่มีตะแกรงมาตรฐาน รูเปิดขนาด 63.5 50 37.5 25 19 และ 12.5 มิลลิเมตร เพื่อคัดขนาด จากนั้นนำหินที่ค้างเทียบสัดส่วนข้างตะแกรงสะสม

มาตรฐานการกระจายขนาดของการรถไฟแห่งประเทศไทย กำหนดให้ค่าร้อยละผ่านตะแกรงรูปสี่เหลี่ยมจัตุรัส ขนาด 60 มิลลิเมตร, 50 มิลลิเมตร, 40 มิลลิเมตร, 25 มิลลิเมตร และ 20 มิลลิเมตร เท่ากับ 100, 80-100, 25-70, 0-20 และ 0-5 ตามลำดับ

5) การทดสอบดัชนีความแบนและดัชนีความยาว (flakiness and elongation index)

การทดสอบวิเคราะห์รูปร่าง (shape analysis) ของมวลรวม ตามมาตรฐาน BS 812 : 1967 สามารถแยกได้เป็นดัชนีความแบน และดัชนีความยาว โดยดัชนีความแบนของมวลรวม คือ จำนวนร้อยละของ น้ำหนักอนุภาคในมิติที่เล็กที่สุด (ความหนา) ที่น้อยกว่า 3/5 หรือ 0.6 ของขนาดเฉลี่ยเหล่านั้น ส่วนดัชนีความยาว คือ ร้อยละโดยน้ำหนักของอนุภาคที่มีความยาวมากกว่า 1.8 เท่าของมิติเฉลี่ยเหล่านั้น การทดสอบจะนำหินที่ผ่านการคัด ขนาดแล้ว ลอดช่องมาตรวัดทั้งแบบดัชนีความแบนและความยาว ด้วยขนาดรูที่เหมาะสม ตามขนาด จากนั้นชั่ง น้ำหนักมวลรวมที่ลอดผ่านมาตรวัดดัชนีความแบน (W_1) และค้ำมาตรวัดดัชนีความยาว (W_2)

สามารถคำนวณดัชนีความแบนและดัชนียาวเร็ว ดังสมการที่ 4 และ 5 ตามลำดับ

$$\text{ดัชนีความแบน} = \frac{W_1}{W} \times 100\% \quad (4)$$

$$\text{ดัชนีความยาว} = \frac{W_2}{W} \times 100\% \quad (5)$$

มาตรฐานค่าดัชนีความแบนและดัชนีความยาว แสดงดังตารางที่ 2 ซึ่งสำหรับดัชนีความแบน กำหนดให้เลือกร้อยละ A B หรือ C คือ มีค่าไม่เกิน ร้อยละ 35 และดัชนีความยาว กำหนดให้เลือกร้อยละ A B C หรือ D กล่าวคือต้องไม่เกินร้อยละ 30

ตารางที่ 2. มาตรฐานการดัชนีความแบนและดัชนีความยาวของหินโรยทางของการรถไฟแห่งประเทศไทย (Office of Transport and Traffic Policy and Planning, 2018)

กลุ่ม	ดัชนีความแบน	ดัชนีความยาว
A	น้อยกว่าหรือเท่ากับ 15	น้อยกว่าหรือเท่ากับ 10
B	น้อยกว่าหรือเท่ากับ 20	น้อยกว่าหรือเท่ากับ 20
C	น้อยกว่าหรือเท่ากับ 35	น้อยกว่าหรือเท่ากับ 30
D	มากกว่า 35	5 ถึง 30
E	ไม่ได้กำหนด	มากกว่า 30
F	-	ไม่ได้กำหนด

6) การทดสอบความถ่วงจำเพาะและการดูดซึมน้ำ (specific gravity and water absorption)

การทดสอบนี้เป็นการทดสอบหาค่าความถ่วงจำเพาะของมวลรวมหยาบ ตามมาตรฐาน ASTM C127 โดยอาศัยการแทนที่น้ำของวัสดุ ซึ่งความถ่วงจำเพาะแบบรวม (bulk specific gravity) มีการเตรียมตัวอย่างโดยใช้ส่วนข้างตะแกรง 4.75 มิลลิเมตร จำนวน 5,000 กรัมไปอบให้แห้ง จากนั้นแช่น้ำสะอาด เป็นเวลา 15±4 ชั่วโมง จากนั้นเมื่อครบเวลาแช่น้ำ นำวัสดุขึ้นมา ซับด้วยผ้าให้แห้ง จากนั้นชั่งน้ำหนัก ซึ่งค่าที่ได้จะเป็นน้ำหนักที่เรียกว่า saturated dry surface (W_b) จากนั้นนำตัวอย่างดังกล่าวไปชั่งน้ำหนักในน้ำ ค่าที่ได้บันทึกไว้เป็น W_c ขั้นตอนสุดท้ายนำวัสดุไปอบแห้ง ปล่อยให้เย็น แล้วชั่งน้ำหนัก บันทึกไว้เป็น W_a สามารถคำนวณค่าได้จากสมการที่ 6 และ 7

$$\text{ความถ่วงจำเพาะแบบรวม (bulk specific gravity)} = \frac{W_a}{W_b - W_c} \quad (6)$$

$$\text{ปริมาณการดูดซึมน้ำ} = \frac{W_b - W_a}{W_b} \times 100 \quad (7)$$

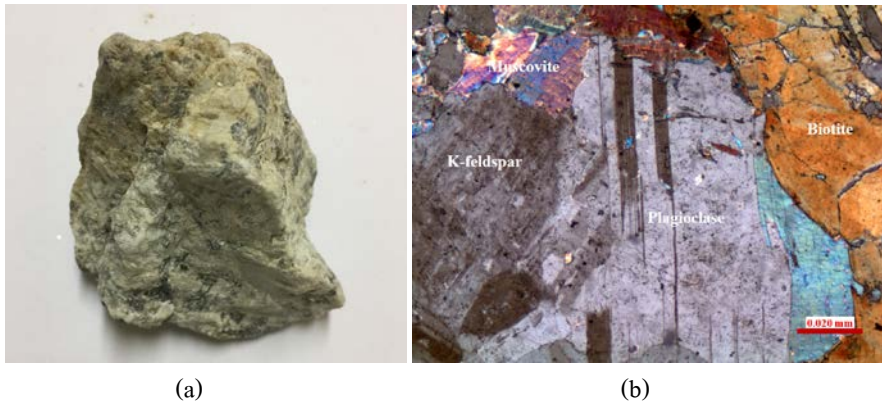
มาตรฐานค่าความถ่วงจำเพาะแบบรวม กำหนดไว้ที่ 2.6 และและปริมาณการดูดซึมน้ำ ไม่เกินร้อยละ 2 (Office of Transport and Traffic Policy and Planning, 2018)

ผลการทดลอง

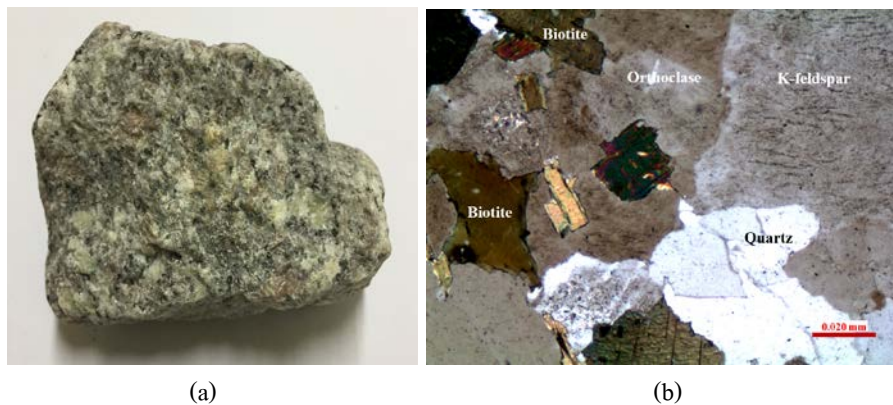
1. การศึกษาแร่วิทยาประกอบหิน

จากลักษณะของแผ่นหินบางในรูปที่ 2 จากแหล่งหินนาหว้า สามารถบ่งบอกได้ว่าหินดังกล่าวเป็นตัวอย่างของหินอัคนี ประเภทหินอัคนีเนื้อหยาบ (phaneritic หรือ plutonic rocks) เนื่องจากสามารถมองเห็นลักษณะของผลึกแร่ได้ค่อนข้างชัดเจนทั้งการมองเห็นได้ด้วยตาเปล่าและการมองผ่านกล้องจุลทรรศน์ สีส่อน (felsic rocks) เนื่องจากแร่องค์ประกอบส่วนใหญ่จัดเป็นกลุ่มแร่ที่ค่อนข้างใสและสีอ่อน (feldspar, quartz, muscovite) มีแร่สีเข้มให้เห็นชัดเจนบางชนิด (biotite, hornblende, hematite) และอัตราส่วนของปริมาณแร่องค์ประกอบจัดว่าเป็นหินอัคนีประเภทแกรนิต (granite) แต่เป็นหินแกรนิตที่มีแร่ในกลุ่มของเฟลด์สปาร์ในปริมาณที่ค่อนข้างสูง (alkali และ plagioclase feldspars) จึงอาจทำให้เนื้อหินมีลักษณะที่จะแตกหรือป่นได้ง่าย

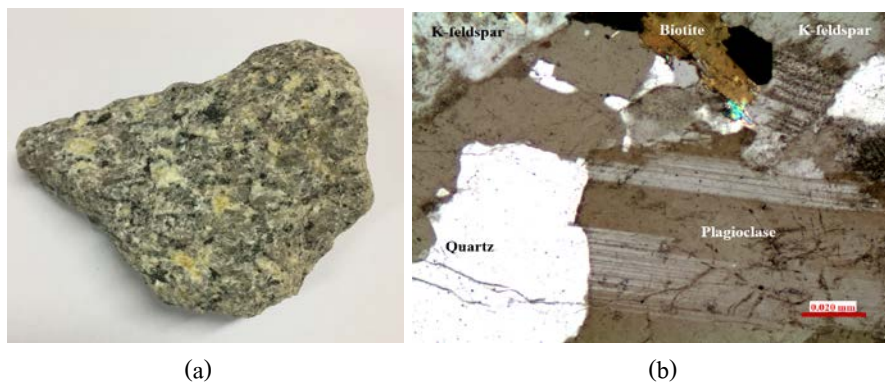
หินจากแหล่งหินท่าหมอไทร 1 และท่าหมอไทร 2 แสดงดังรูปที่ 3 และ 4 ตามลำดับ คล้ายคลึงกับหินจากแหล่งหินนาหว้า โดยเป็นหินอัคนีประเภทหินแกรนิต (granite) ที่มีแร่ในกลุ่มของเฟลด์สปาร์ในปริมาณที่ค่อนข้างสูงเช่นกัน แต่จะพบแร่อัลคาไลน์เฟลด์สปาร์จึงทำให้เนื้อหินมีสีค่อนข้างออกเป็นสีชมพู (pink granite) สามารถเกิดการแตกเป็นชิ้นเล็กๆ หรือป่นเป็นผงได้ง่ายเช่นกัน



รูปที่ 2. ลักษณะหินจากแหล่งนาหว้าที่นำมาทำการวิจัย (a) ตัวอย่างหินก้อน (b) แผ่นหินบาง



รูปที่ 3. ลักษณะหินจากแหล่งท่าหมอไทร 1 นำมาทำการวิจัย (a) ตัวอย่างหินก้อน (b) แผ่นหินบาง



รูปที่ 4. ลักษณะหินจากแหล่งท่าหมอไทร 2 นำมาทำการวิจัย (a) ตัวอย่างหินก้อน (b) แผ่นหินบาง

2. การทนทานการขัดสีแบบลอสมองเจลลีส์

จากการวิจัยพบว่าจำนวนร้อยละของความสึกหรอ (percentage of wear) ของหินจากแหล่งนาหว้ามากที่สุด เท่ากับ 23.20 รองลงมาคือแหล่งหินท่าหมอไทร 1 และ 2 เท่ากับ 19.74 และ 15.98 ตามลำดับ กล่าวคือหินที่มีความทนทานต่อการสึกหรอมากที่สุด คือ แหล่งหินท่าหมอไทร 2 แต่อย่างไรก็ตามร้อยละของการสึกหรอของหินจากทั้ง 3 แหล่ง ก็ไม่เกินค่ามาตรฐานที่การรถไฟแห่งประเทศไทยกำหนดคือ ร้อยละ 24 ส่วนค่าประกอบความเป็นเอกรูป ของหินจากแหล่งนาหว้า ท่าหมอไทร 1 และท่าหมอไทร 2 เท่ากับ 0.22, 0.27 และ 0.24 ตามลำดับ ดังแสดงในตารางที่ 3 และ 4

ตารางที่ 3. ร้อยละของการสึกหรอที่วิเคราะห์ด้วยวิธีลอสมองเจลลีส์

แหล่งหิน	ตัวอย่าง	ร้อยละของการสึกหรอ			
		ค่าทดสอบ	ค่าเฉลี่ย	ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	สัมประสิทธิ์แห่งความแปรผัน
นาหว้า	1	24.83			
	2	22.41			
	3	23.94	23.20	1.56	6.73
	4	20.89			
	5	23.95			
ท่าหมอไทร 1	1	24.12			
	2	20.01			
	3	19.78	19.74	2.79	14.14
	4	16.70			
	5	18.10			
ท่าหมอไทร 2	1	16.46			
	2	15.18			
	3	15.76	15.98	0.69	4.30
	4	16.90			
	5	15.61			

ตารางที่ 4. ตัวประกอบความเป็นเอกรูปที่วิเคราะห์ด้วยวิธีลอสแองเจลีส

แหล่งหิน	ตัวอย่าง	ตัวประกอบความเป็นเอกรูป			
		ค่าทดสอบ	ค่าเฉลี่ย	ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	สัมประสิทธิ์แห่งความแปรผัน
นาหว่า	1	0.23			
	2	0.22			
	3	0.21	0.22	0.01	3.62
	4	0.21			
	5	0.22			
ท่าหมอไทร 1	1	0.23			
	2	0.20			
	3	0.31	0.27	0.05	17.94
	4	0.29			
	5	0.30			
ท่าหมอไทร 2	1	0.24			
	2	0.22			
	3	0.23	0.24	0.02	8.48
	4	0.25			
	5	0.28			

3. การทดสอบค่าการกระแทก

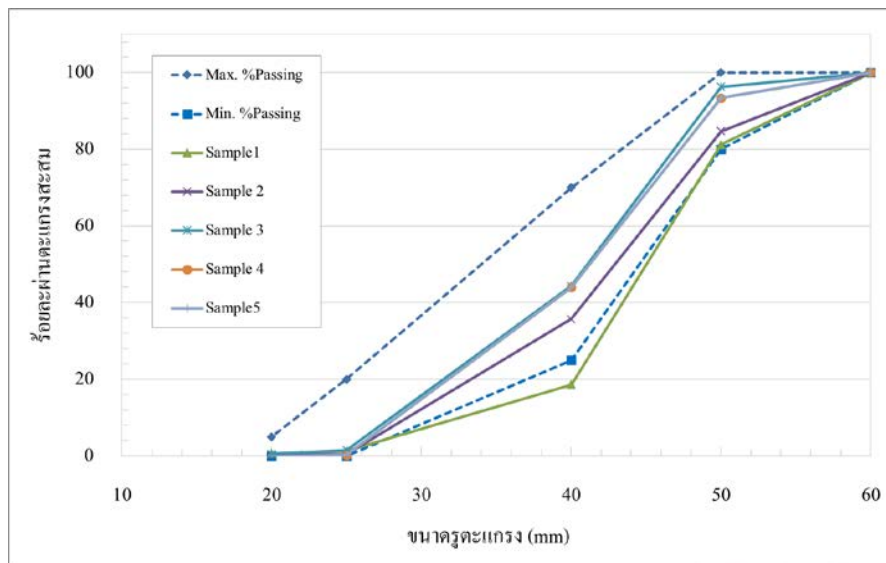
โดยปกติเมื่อกล่าวถึงค่ากระแทกมวลรวมนั้น การรถไฟแห่งประเทศไทยไม่ได้กำหนดมาตรฐานค่านี้ไว้ โดยการวิจัยพบว่าค่ากระแทกของหินจากแหล่งท่าหมอไทร 1 มีค่าน้อยที่สุด คือ 13.33 ในขณะที่แหล่งหินท่าหมอไทร 2 และแหล่งหินนาหว่า มีค่าเท่ากับ 14.22 และ 18.29 ตามลำดับ อย่างไรก็ตามเมื่ออ้างอิงไปถึงการแบ่งชนิดของค่ากระแทก พบว่าหินจากแหล่งทั้ง 3 จัดอยู่ในชนิดแข็ง ดังแสดงในตารางที่ 5

ตารางที่ 5. ค่ากระแทกของหินจากทั้ง 3 แหล่งหิน

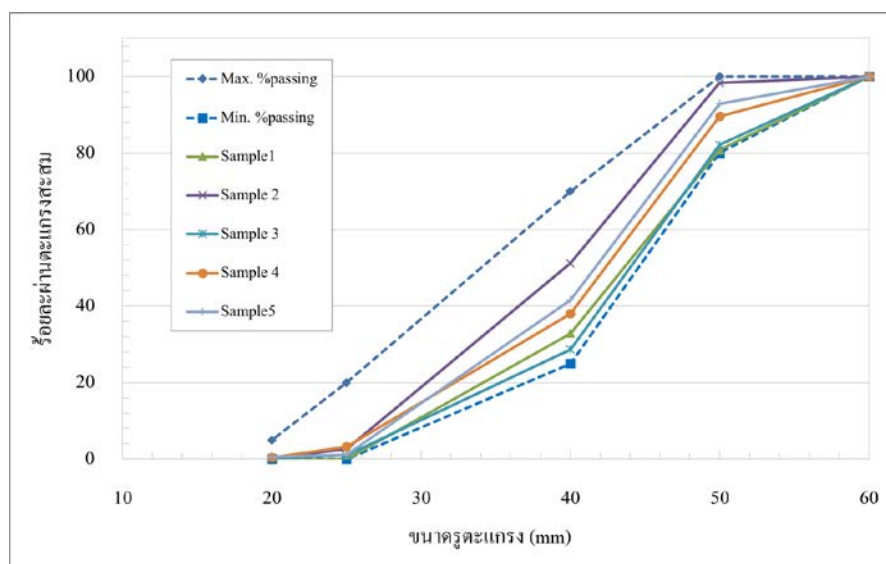
แหล่งหิน	ตัวอย่าง	ค่ากระแทก			
		ค่าทดสอบ	ค่าเฉลี่ย	ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	สัมประสิทธิ์แห่งความแปรผัน
นาหว่า	1	17.96			
	2	18.59			
	3	18.31	18.29	0.39	2.12
	4	17.85			
	5	18.75			
ท่าหมอไทร 1	1	13.81			
	2	12.46			
	3	13.63	13.33	0.53	4.00
	4	13.55			
	5	13.23			
ท่าหมอไทร 2	1	14.72			
	2	14.82			
	3	14.21	14.22	0.65	4.57
	4	13.18			
	5	14.19			

4. การกระจายขนาด

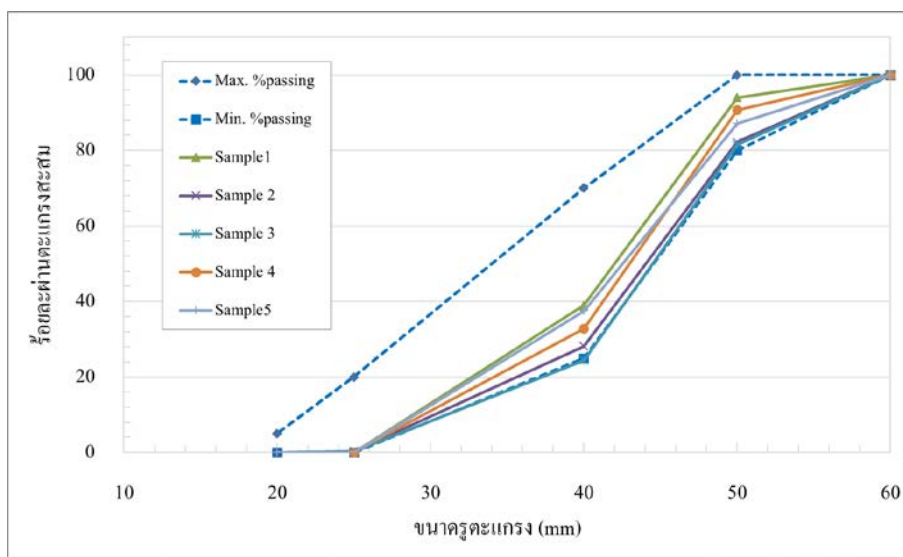
จากการวิเคราะห์การกระจายขนาดในรูปที่ 5 ถึง 7 ซึ่งมีเส้นกำหนดมาตรฐาน maximum %passing และ minimum %passing หากเส้นกราฟตกอยู่ในช่วงเส้นกำหนดมาตรฐานทั้งสอง หมายความว่าหินผ่านการกระจายขนาดตามที่กำหนด โดยการวิจัยพบว่าหินจากแหล่งหินนาหว่า มี 1 จาก 5 ตัวอย่างที่ตกมาตรฐานการรณไฟแห่งประเทศไทย ในขณะที่หินจากแหล่งหินท่าหมอไทร 1 และท่าหมอไทร 2 ผ่านมาตรฐานการกระจายขนาด



รูปที่ 5. การกระจายขนาดของหินจากแหล่งหินนาหว้าเทียบกับมาตรฐาน



รูปที่ 6. การกระจายขนาดของหินจากแหล่งหินท่าหมอไพร 1 เทียบกับมาตรฐาน



รูปที่ 7. การกระจายขนาดของหินจากแหล่งหินทำห่อไทร 2 เทียบกับมาตรฐาน

5. การทดสอบดัชนีความแบนและดัชนีความยาว

ค่าดัชนีความยาวของหินทั้ง 3 แหล่ง พบว่าเมื่อเทียบตามมาตรฐานแล้ว ดัชนีความยาวของหินจากแหล่งหินนาหว้ามีค่าน้อยที่สุดโดยสามารถจัดอยู่ในกลุ่ม C ที่กำหนดค่าดัชนีความยาวน้อยกว่า 30 ได้ ในขณะที่หินจากแหล่งหินทำห่อไทร 1 และทำห่อไทร 2 มีค่าเท่ากับ 34.62 และ 36.31 ตามลำดับ ซึ่งสามารถจัดอยู่ในกลุ่ม E ที่กำหนดค่าดัชนีความยาวมากกว่า 30 แต่อย่างไรก็ดี มาตรฐานได้กำหนดให้เลือกใช้หินโรยทางที่มีปริมาณอนุภาคในกลุ่ม A B C หรือ D เท่านั้น ซึ่งมีเพียงหินจากแหล่งนาหว้าเท่านั้นที่เข้ามาตรฐานได้

ในส่วนของค่าดัชนีความแบน หินจากแหล่งหินทั้ง 3 ผ่านค่ามาตรฐาน โดยแหล่งหินนาหว้าและแหล่งหินทำห่อไทร 2 มีค่า 9.82 และ 9.06 ตามลำดับ สามารถจัดอยู่ในกลุ่ม A ที่กำหนดค่าดัชนีความแบนน้อยกว่าหรือเท่ากับ 15 ได้ ในขณะที่หินจากแหล่งหินทำห่อไทร 1 มีค่าดัชนีความแบนเท่ากับ 21.71 ซึ่งสามารถจัดอยู่ในกลุ่ม C ที่กำหนดค่าดัชนีความแบนน้อยกว่าหรือเท่ากับ 35 แต่อย่างไรก็ดี มาตรฐานได้กำหนดให้เลือกใช้หินโรยทางที่มีปริมาณอนุภาคในกลุ่ม A B หรือ C เท่านั้น ซึ่งหินจากทั้ง 3 แหล่งสามารถเข้ามาตรฐานได้ ดัชนีความแบนและดัชนีความยาวของทั้ง 3 แหล่งดังแสดงในตารางที่ 6

ตารางที่ 6. ค่าดัชนีความยาวและดัชนีความแบนของหินทั้ง 3 แหล่ง

แหล่งหิน	ตัวอย่าง	ดัชนีความยาว				ดัชนีความแบน			
		ค่าทดสอบ	ค่าเฉลี่ย	ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	สัมประสิทธิ์แห่งความแปรผัน	ค่าทดสอบ	ค่าเฉลี่ย	ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	สัมประสิทธิ์แห่งความแปรผัน
นาหว่า	1	33.25				11.49			
	2	18.33				10.04			
	3	34.89	28.06	8.30	29.59	4.13	9.82	3.38	34.41
	4	34.16				10.44			
	5	19.67				13.01			
ท่าหมอไทร 1	1	36.19				19.78			
	2	29.94				20.96			
	3	25.17	34.62	7.05	20.38	19.69	21.71	2.24	10.33
	4	42.74				23.45			
	5	39.03				24.66			
ท่าหมอไทร 2	1	18.19				9.61			
	2	18.94				9.65			
	3	45.99	36.31	17.56	48.37	4.98	9.06	4.32	47.71
	4	39.81				5.37			
	5	58.62				15.67			

6. การทดสอบความถ่วงจำเพาะและการดูดซึมน้ำ

ความถ่วงจำเพาะรวม (bulk specific gravity) ของหินทั้งสามแหล่งมีค่าใกล้เคียงกัน แต่หินจากแหล่งท่าหมอไทร 1 มีค่าความถ่วงจำเพาะรวม มากที่สุด เท่ากับ 2.822 รองลงมาคือ หินจากแหล่งหินนาหว่า และน้อยที่สุดคือ หินจากแหล่งหินท่าหมอไทร 2 แต่อย่างไรก็ดี ค่าความถ่วงจำเพาะรวมของหินที่นำมาทำการวิจัยก็ยังคงมีค่าสูงกว่าที่มาตรฐานกำหนดไว้ที่ 2.6 และค่าการดูดซึมน้ำของหินที่นำมาทดลองก็ไม่มีค่าเกินมาตรฐาน คือ ร้อยละ 2 เช่นกัน ดังแสดงในตารางที่ 7

ตารางที่ 7. ค่าความถ่วงจาเพาะรวมและค่าการดูดซึมน้ำของหินทั้ง 3 แหล่ง

แหล่งหิน	ตัวอย่าง	ความถ่วงจาเพาะรวม				ค่าการดูดซึมน้ำ			
		ค่าทดสอบ	ค่าเฉลี่ย	ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	สัมประสิทธิ์แห่งความแปรผัน	ค่าทดสอบ	ค่าเฉลี่ย	ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	สัมประสิทธิ์แห่งความแปรผัน
นาหว่า	1	2.81				0.36			
	2	2.82				0.27			
	3	2.83	2.784	0.05	1.92	0.33	0.410	0.13	32.53
	4	2.75				0.60			
	5	2.71				0.49			
ท่าหมอไทร 1	1	2.85				0.94			
	2	2.79				0.55			
	3	2.84	2.822	0.02	0.85	0.67	0.631	0.19	30.37
	4	2.83				0.54			
	5	2.80				0.45			
ท่าหมอไทร 2	1	2.76				0.30			
	2	2.78				0.51			
	3	2.82	2.777	0.07	2.37	0.36	0.416	0.09	20.95
	4	2.85				0.44			
	5	2.67				0.47			

วิจารณ์และสรุปผลการทดลอง

จากการวิจัยหินจากแหล่งหินทั้ง 3 จากการตัดแผ่นหินบางและการศึกษาแร่วิทยาประกอบหิน เป็นหินอัคนีชนิดหินแกรนิตซึ่งมีแร่ประกอบแตกต่างกันออกไป อีกทั้งในเชิงของสมบัติทางกายภาพสามารถสรุปและวิจารณ์ผลการวิจัยได้ดังนี้

1. ค่าร้อยละของความสึกหรอ พบว่าแหล่งหินนาหว่ามีค่ามากที่สุด เท่ากับ 23.20 เนื่องจากการศึกษาแผ่นหินบางสังเกตได้ว่ามีปริมาณแร่เฟลด์สปาร์และแร่ประกอบค่อนข้างสูง ส่วนหินจากแหล่งท่าหมอไทร 1 และท่าหมอไทร 2 อยู่ที่ร้อยละ 19.74 และ 15.98 ตามลำดับ สอดคล้องกับงานวิจัยของ Watters et al.

- (1987) ที่ว่าลักษณะแร่วิทยาจะเป็นตัวแปรหลักในการบ่งบอกถึงความแข็งโดยรวม ความทนทานทางกายภาพ แต่อย่างไรก็ดีค่าการสึกหรอของแหล่งหินทุกแหล่งก็มีค่าไม่เกินร้อยละ 24 ตามมาตรฐาน
2. ค่าความถ่วงจำเพาะรวม ของทุกแหล่งหินมีค่าใกล้เคียงกันและเป็นไปตามมาตรฐานโดยมีค่ามากกว่า 2.6 แต่ถ้าวัดค่าสัมประสิทธิ์แห่งความแปรผันของค่าการดูดซึมน้ำพบว่าจะมีค่าสูง อาจเกิดจากการทดลองในขั้นตอนของการวัดค่าที่ซึมผ่านได้ (capillary pores) มีปริมาณน้ำที่เกาะอยู่ผิวนอกของหิน (free water) อยู่ด้วย ทำให้เกิดความผิดพลาดของการทดลอง แต่อย่างไรก็ดีตัวอย่างในการวิจัยก็มีค่าการดูดซึมน้ำที่ไม่เกินมาตรฐานที่กำหนดไว้คือ ค่าการดูดซึมน้ำไม่เกินร้อยละ 2
 3. ค่าการกระจายของขนาดแหล่งหินทำห่อไทร 1 และ 2 ทุกตัวอย่างเป็นไปตามมาตรฐาน มีเพียงแหล่งหินนาหว้า จำนวน 1 ตัวอย่างที่ไม่เป็นไปตามมาตรฐาน อย่างไรก็ตามค่านี้ขึ้นอยู่กับขั้นตอนในการบดหินและการคัดขนาดหินด้วย
 4. หากพิจารณาถึงสัมประสิทธิ์แห่งความแปรผันของดัชนีความยาวและดัชนีความแบนของหินทั้งสามแหล่งจะพบว่ามีความสูง เนื่องจากข้อมูลค่าทดสอบมีความแตกต่างกัน อาจด้วยเพราะการสุ่มตัวอย่างแตกต่างกันในแต่ละช่วงเวลาของการผลิตหินซึ่งมีลักษณะการกำหนดขนาดปากเปิดของเครื่องบดที่แตกต่างกันได้ โดยสามารถจัดค่าดัชนีความยาวของแหล่งหินนาหว้า ให้อยู่ในกลุ่ม C ส่วนแหล่งหินทำห่อไทร 1 และ 2 จัดอยู่ในกลุ่ม E ซึ่งตามเกณฑ์มาตรฐานแล้วมีการแนะนำให้เลือกหินโรยทางที่มีค่าดัชนีความยาว ไม่เกิน 30 คืออยู่ในกลุ่ม A-D เท่านั้น ส่วนดัชนีความแบนแหล่งหินทุกแหล่งมีค่าเป็นไปตามเกณฑ์มาตรฐาน คือ แหล่งหินนาหว้า แหล่งหินทำห่อไทร 2 และแหล่งหินทำห่อไทร 1 จัดอยู่ในกลุ่ม A, A และ C ตามลำดับ การอย่างไรก็ดีค่าดัชนีทั้งสองแบบนี้ก็ขึ้นกับการเลือกใช้ชนิดของเครื่องมือด้วย

งานวิจัยนี้ได้มีการทดสอบค่ากระแทก ซึ่งโดยปกติใช้กับการทดสอบหินหรือมวลรวมที่เกี่ยวข้องกับงานถนนหรืองานคอนกรีต โดยเมื่อเปรียบเทียบค่ากระแทกที่ได้ก็สามารถบอกได้ว่าหินที่นำมาทดสอบนั้นมีความแข็งแรงเพียงใด ซึ่งอาจจะนำมาประยุกต์ใช้กับงานหินโรยทางได้ในอนาคต แต่อย่างไรก็ดีงานวิจัยนี้หากเพิ่มการทดสอบความคงทนของหินต่อการเสื่อมสภาพในสารละลายกรด (soundness) ซึ่งเป็นมาตรฐานที่เพิ่มเติมขึ้นจากเดิมของการรถไฟแห่งประเทศไทย (Office of Transport and Traffic Policy and Planning, 2018) ก็จะสามารถพิจารณาถึงความทนทานของหินได้อย่างละเอียดยิ่งขึ้น

อย่างไรก็ดีงานวิจัยนี้สามารถช่วยเป็นแนวทางในการพัฒนาแหล่งหินอัดหินชนิดหินแกรนิต เพื่อส่งเสริมระบบรถไฟทางคู่และระบบขนส่งทางรางในพื้นที่จังหวัดสงขลา และในระดับชาติได้ต่อไป

กิตติกรรมประกาศ

คณะผู้วิจัยขอขอบคุณบริษัท ไสล่รุ่งเรือง จำกัด (แหล่งหินนาหว้า) บริษัท เหมืองแร่ลิวง จำกัด (แหล่งหินท่าหมอไทร 1) และบริษัท โรงโม่หินสมนึกสงขลา จำกัด (แหล่งหินท่าหมอไทร 2) ที่ได้ให้ความอนุเคราะห์ตัวอย่างหินในการวิจัย ขอขอบคุณอาจารย์หทัยชนก วัฒนศักดิ์ ที่ให้คำปรึกษาการแปลผลภาพแผ่นหินบาง ขอขอบคุณภาควิชาวิศวกรรมเหมืองแร่และวัสดุ ในการใช้เครื่องมือวิเคราะห์ตัวอย่างหินในการวิจัย รวมทั้งขอขอบคุณคณะวิศวกรรมศาสตร์ มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์ สนับสนุนทุนพัฒนานักวิจัย เลขที่ ENG-60-2-7-01-0230S

เอกสารอ้างอิง

- American Society for Testing and Materials. (1998). *Annual book of ASTM standards section 04, construction*. USA: West Conshohocken, PA.
- Chandra, S. & Agarwal, M. M. (2007). *Railway Engineering* (1st ed.). New Delhi, India: Oxford University Press.
- Chantasorn, N. (2016). *Rail Mechanic, General knowledge in Railways Engineering*. (3rd ed.). Bangkok, Thailand: National Science and Technology Development Agency. (in Thai)
- Department of Mineral Resources. (2007). *Geological map part Songkhla province 5123 III scale 1:50,000*. Bangkok: Bureau of Geological Survey. Department of Mineral Resources.
- Gokhale, K. V. G. K. & Rao, D. M. (1981). *Experimentals in engineering geology* (1st ed.). New Delhi, India: Tata McGraw Hill Publishing Co. Ltd.
- Office of Transport and Traffic Policy and Planning. (2018). *Track Structural Standard*. Retrieved April 21, 2018, from http://www.op.go.th/uploads/tiny_uploads/ProjectOTP/2560/Project06/ManualStandard.pdf (in Thai)
- Watters, B. R., Klassen, M. J. & Clifton, A. W. (1987). Evaluation of ballast materials using petrographic criteria. *Transportation Research Board*, 1131, pp. 45-63.

Research Article

ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรเสริมและตัวแปรหลักต่อ ประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากรจากการเลือก ตัวอย่างแบบเลือกลำดับที่ของชุดตัวอย่าง

The correlation between auxiliary variable and primary variable on the population mean estimators of ranked set sampling

ภาณุมาศ ทัสละมัย^{1*}, วิจิตรา พลเยี่ยม¹ และ อรไท พลเสน¹

Panumas Tuslamai^{1*}, Wichitra Phonyiem¹ and Orathai Polsen¹

¹ภาควิชาสถิติประยุกต์ คณะวิทยาศาสตร์ประยุกต์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ บางซื่อ กรุงเทพฯ 10800

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

*E-mail: puui.panumas@gmail.com

Received: 15/06/2018; Accepted: 31/10/2018

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาและเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับ 4 วิธี คือ วิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับพื้นฐาน วิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับสุ่ม จิต วิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับสมมูล และวิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับสองชั้นเทียบกับวิธีการเลือกตัวอย่างแบบอย่างง่าย เมื่อมีการให้ลำดับจากตัวแปรเสริมโดยที่ตัวแปรหลักและตัวแปรเสริมมีระดับความสัมพันธ์ 0.1, 0.3, 0.5, 0.7 และ 0.9 และมีความคลาดเคลื่อนจากการให้ลำดับกลุ่ม โดยศึกษาวิธีการจำลองข้อมูลสองตัวแปร คือ การแจกแจงปกติสองตัวแปร และการแจกแจงลอการิธึมสองตัวแปร ประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าจากวิธีการเลือกตัวอย่างพิจารณาจากค่าประสิทธิภาพสัมพัทธ์ ผลการวิจัยพบว่าตัวประมาณค่าที่มีประสิทธิภาพดีที่สุดในการ

การประมาณค่าเฉลี่ยนั้นขึ้นอยู่กับระดับความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรเสริมและตัวแปรหลัก และการแจกแจงของข้อมูล

คำสำคัญ: ตัวแปรเสริม, ตัวแปรหลัก, วิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับ

Abstract

The purpose of this paper was to compare the efficiency of the population mean estimator of the 4 Ranked Set Samplings which were Ranked Set Sampling (RSS), Extreme Ranked Set Sampling (ERSS), Balanced Group Ranked Set Sampling (BGRSS) and Two-Stage Ranked Set Sampling (TSRSS) compared with the population mean estimator from Simple Random Sampling (SRS) when respectively sequencing from the auxiliary variables and the primary variable 0.1, 0.3, 0.5, 0.7 and 0.9 and Error in Ranking from sequenced groups study. Bivariate data simulation was Bivariate Normal Distribution and Bivariate Lognormal Distribution. The efficiency of the population mean estimators from there samplings technique was considered from Relative efficiency. The result revealed that the efficiency of the population for mean estimator depended on the correlation between auxiliary variable and primary variable and distributions.

Keywords: auxiliary variable, primary variable, Ranked Set Sampling

บทนำ

การสำรวจตัวอย่าง (sample survey) เป็นวิธีการทางสถิติที่สำคัญในการดำเนินงานวิจัย โดยที่ผู้วิจัยทำการเก็บรวบรวมข้อมูลในเรื่องที่สนใจศึกษาจากตัวอย่าง (sample) ซึ่งเป็นส่วนหนึ่งของประชากร วิธีการเลือกตัวอย่าง (sampling method) แบ่งออกเป็น 2 ประเภท คือ การเลือกตัวอย่างแบบไม่ใช้ความน่าจะเป็น (non-probability sampling) และการเลือกตัวอย่างแบบใช้ความน่าจะเป็น (probability sampling) แต่จะใช้วิธีการเลือกตัวอย่าง แบบใดนั้นต้องพิจารณาถึงลักษณะของประชากรเป็นหลัก ตัวอย่างที่ดีควรมีลักษณะคล้ายคลึงกับประชากรที่ศึกษา นอกจากวิธีการให้ได้มาซึ่งตัวอย่างแล้ว ข้อจำกัดที่สำคัญของตัวอย่างอีกประการหนึ่ง คือ ขนาดตัวอย่าง (sample size) ควรมีขนาดใหญ่เพียงพอ เพื่อให้ตัวอย่างนั้นเป็นตัวแทนที่ดีของประชากร ซึ่งในทางปฏิบัติก็มีปัจจัยภายนอกอื่น ๆ เข้ามาเกี่ยวข้อง ได้แก่ งบประมาณค่าใช้จ่ายจำกัด หน่วยประชากรอยู่กระจัดกระจาย หรือการเก็บข้อมูลลักษณะที่ต้องการศึกษาทำได้ยาก ทำให้ขนาดตัวอย่างไม่เป็นไปตามที่ต้องการ ในขณะที่ผู้วิจัยต้องการผลการวิจัยที่น่าเชื่อถือ และถูกต้องตามหลักวิชาสถิติ ด้วยเหตุนี้ จึงมีการศึกษาถึงวิธีการเลือกตัวอย่างเพื่อช่วยแก้ไขปัญหาดังกล่าวข้างต้น

ปี ค.ศ. 1952 McIntyre เสนอวิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับ (Rank Set Sampling: RSS) และทำการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบ RSS กับตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบง่าย (SRS) และพบว่าตัวประมาณ RSS มีประสิทธิภาพดีกว่า ต่อมา Dell & Clutter (1972) เปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากรจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบ SRS และ RSS โดยคำนึงถึงค่าใช้จ่ายในการเลือกตัวอย่างและมีความคลาดเคลื่อนในการให้ลำดับกลุ่ม (error in ranking) และพบว่า ตัวประมาณจากการเลือกตัวอย่างแบบ RSS มีประสิทธิภาพดีกว่าตัวประมาณจากการเลือกตัวอย่างแบบ SRS ทั้งในกรณีที่ไม่มีและมีความคลาดเคลื่อนจากการให้ลำดับกลุ่ม

นอกจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบ RSS แล้ว ต่อ ๆ มา มีการพัฒนาวิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับ และนำเสนออย่างต่อเนื่อง อาทิเช่น การเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับสุดขีด (Extreme Rank Set Sampling: ERSS) การเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับสมดุล (Balance Group Rank Set Sampling: BGRSS) การเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับสองขั้น (Two-Stage Ranked Set Sampling: TSRSS) ซึ่ง Al-Ommari & Al-Saleh (2010) ได้ศึกษาวิธีการเลือกตัวอย่างแบบ TSRSS และเปรียบเทียบตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากรจากการเลือกตัวอย่างแบบ TSRSS, RSS, ERSS และ BGRSS เทียบกับ SRS พบว่าเมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบสมมาตร ตัวประมาณจากการเลือกตัวอย่างแบบ TSRSS มีประสิทธิภาพดีที่สุด และ Laongkaew (2015) พบว่า ถึงแม้ว่าจะมีความคลาดเคลื่อนจากการให้ลำดับกลุ่ม ตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากการเลือกตัวอย่างแบบ RSS มีประสิทธิภาพดีกว่าตัวประมาณจากการเลือกตัวอย่างแบบ SRS

จากงานวิจัยที่ผ่านมาการให้ลำดับหน่วยในชุดตัวอย่างที่สุ่มจะเป็นการให้ลำดับตามลักษณะของตัวแปรที่ศึกษา เมื่อไม่มีและมีความผิดพลาดจากการให้ลำดับ แต่ในกรณีที่การวัดค่าลักษณะที่ต้องการศึกษาซึ่งถือเป็นตัวแปรหลักทำได้ยาก และการให้ลำดับค่าของตัวแปรหลักโดยการสังเกตด้วยสายตาอาจจะไม่ชัดเจน การให้ลำดับหน่วยในชุดตัวอย่างที่ถูกสุ่มโดยใช้ค่าวัดของตัวแปรเสริมจึงเป็นทางเลือกหนึ่ง แต่ทั้งนี้ความแม่นยำของการให้ลำดับหน่วยในชุดตัวอย่างน่าจะขึ้นอยู่กับความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรหลักและตัวแปรเสริมดังกล่าว ผู้วิจัยจึงจะทำการศึกษาถึงประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับโดยใช้ลำดับหน่วยในชุดตัวอย่างที่สุ่มจากค่าของตัวแปรเสริม เมื่อตัวแปรหลักและตัวแปรเสริมมีความสัมพันธ์กันในระดับต่าง ๆ เปรียบเทียบกับตัวประมาณจากการเลือกตัวอย่างแบบง่าย

วิธีการทดลอง

งานวิจัยนี้ศึกษาโดยใช้วิธีการจำลองข้อมูลสองตัวแปรด้วยโปรแกรม R คือ การแจกแจงปกติสองตัวแปรใช้ฟังก์ชัน `rmultnorm` ในแพ็คเกจ (package) `MSBVAR` โดยที่ตัวแปรหลัก Y มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 2 และความแปรปรวนเท่ากับ 4 ตัวแปรเสริม X มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 2 และความแปรปรวนเท่ากับ 1 และการแจกแจงลอการิทึมสองตัวแปรใช้ฟังก์ชัน `rlnorm.rplus` ในแพ็คเกจ (package) `compositions` โดยตัวแปรหลัก Y และตัวแปรเสริม X มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และความแปรปรวนเท่ากับ 1 สร้างประชากรขนาด 10,000 โดยกำหนดความสัมพันธ์

ระหว่างตัวแปรเสริม X และตัวแปรหลัก Y เท่ากับ 0.1, 0.3, 0.5, 0.7, และ 0.9 เลือกตัวอย่างแบบอย่างง่ายขนาด mr โดยกำหนด $m = 3$ และ 6 และ $r = 2$ เลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับ โดยสุ่มตัวอย่างขนาด m จากประชากร (X, Y) สร้างความคลาดเคลื่อนจากการให้ลำดับกลุ่ม (ε) ขนาด m ที่มีการแจกแจงปกติมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และความแปรปรวน (σ_ε^2) เท่ากับ 0.05 และ 0.30 โดยนำค่า ε ที่ได้บวกเข้ากับค่าของตัวแปรเสริม X ของหน่วยตัวอย่างที่สุ่มได้ ซึ่งใช้ในขั้นตอนการจัดลำดับ ดำเนินการตามแผนการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับทั้ง 4 วิธี ครอบรอบจะได้ตัวอย่างขนาด mr หน่วย กำหนดทำซ้ำเท่ากับ 100,000 รอบในแต่ละสถานการณ์ เหน้ที่ใช้ในการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าพิจารณาจากค่าประสิทธิภาพสัมพัทธ์ (R.E.) ระหว่างวิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับและวิธีการเลือกตัวอย่างแบบอย่างง่าย วิธีการที่ให้ค่า R.E. สูงที่สุดจะเป็นวิธีการที่ดีที่สุด ในงานวิจัยครั้งนี้ได้ใช้วิธีการเลือกตัวอย่าง 4 วิธีดังนี้

1. การเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับพื้นฐาน (Ranked Set Sampling: RSS)

McIntyre (1952) ได้เสนอการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับพื้นฐาน (RSS) มีกระบวนการสุ่มตัวอย่างดังนี้
ขั้นที่ 1 สุ่มตัวอย่างขนาด m หน่วย จำนวน m ชุด จากประชากร ให้ลำดับหน่วยตัวอย่างในแต่ละชุดจากน้อยไปมาก

ขั้นที่ 2 วัดค่าลักษณะที่สนใจของประชากรโดยที่

ชุดที่ 1 วัดค่าจากหน่วยตัวอย่าง ณ ลำดับที่ 1

ชุดที่ 2 วัดค่าจากหน่วยตัวอย่าง ณ ลำดับที่ 2

...

ชุดที่ m วัดค่าจากหน่วยตัวอย่าง ณ ลำดับที่ m

จะได้ค่าวัดลักษณะที่สนใจ จำนวน m ค่า ถ้าทำซ้ำขั้นที่ 1 และขั้นที่ 2 จำนวน r รอบจะได้ข้อมูลตัวอย่างขนาด mr หน่วย

ให้ $Y_{[a]b}; a = 1, 2, \dots, m; b = 1, 2, \dots, r$ เป็นตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับที่มีขนาดชุดตัวอย่าง m หน่วย ทำการสุ่ม r รอบ ตัวประมาณค่าเฉลี่ย $(\hat{Y}_{RSS})$ ของประชากรจากการเลือกตัวอย่างแบบ RSS จำนวนดังนี้

$$\hat{Y}_{RSS} = \frac{1}{mr} \sum_{b=1}^r \sum_{a=1}^m Y_{[a]b} \quad (1)$$

2. การเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับสุดขีด (Extream Ranked Set Sampling: ERSS)

Samawi et al. (1996) ได้เสนอการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับสุดขีด (ERSS) มีกระบวนการสุ่ม ดังนี้
ขั้นที่ 1 สุ่มตัวอย่างขนาด m หน่วย จำนวน m ชุดจากประชากร ให้ลำดับหน่วยตัวอย่างในแต่ละชุดจากน้อยไปมาก

ขั้นที่ 2 วัดค่าลักษณะที่สนใจของประชากร โดยที่

- ถ้า m เป็นจำนวนคู่

วัดค่าจากหน่วยตัวอย่าง ณ ตำแหน่งลำดับที่ 1 ของตัวอย่าง $\frac{m}{2}$ ชุดแรก

วัดค่าจากหน่วยตัวอย่าง ณ ตำแหน่งลำดับสูงสุดของตัวอย่าง $\frac{m}{2}$ ชุดหลัง (ชุดที่ $\frac{m}{2} + 1$ ถึง m)

- ถ้า m เป็นจำนวนคี่

วัดค่าจากหน่วยตัวอย่าง ณ ตำแหน่งลำดับที่ 1 ของตัวอย่าง $\frac{m-1}{2}$ ชุดแรก (ชุดที่ 1 ถึง $\frac{m-1}{2}$)

วัดค่าจากหน่วยตัวอย่าง ณ ตำแหน่งลำดับมัธยฐาน จากชุดตัวอย่างที่ $\frac{m+1}{2}$

วัดค่าจากหน่วยตัวอย่าง ณ ตำแหน่งลำดับสูงสุดของตัวอย่าง $\frac{m-1}{2}$ ชุดหลัง (ชุดที่ $\frac{m+3}{2}$ ถึง m)

จะได้ค่าวัดลักษณะที่สนใจ จำนวน m ค่า ถ้าทำซ้ำขั้นที่ 1 และขั้นที่ 2 จำนวน r รอบ จะได้ข้อมูลตัวอย่างขนาด mr หน่วย

ให้ $Y_{[a]b}; a = 1, 2, \dots, m; b = 1, 2, \dots, r$ เป็นตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับที่มีขนาดชุดตัวอย่าง m หน่วย ทำการสุ่ม r รอบ ตัวประมาณค่าเฉลี่ย $\left(\hat{Y}_{ERSS}\right)$ ของประชากรจากการเลือกตัวอย่างแบบ ERSS คำนวณดังนี้

$$\hat{Y}_{ERSS} = \frac{1}{mr} \sum_{b=1}^r \sum_{a=1}^m Y_{[a]b} \quad (2)$$

3. วิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับสมดุล (Balance Group Ranked Set Sampling: BGRSS)

Jemain et al. (2009) ได้เสนอการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับสมดุล (BGRSS) มีกระบวนการสุ่มดังนี้

ขั้นที่ 1 สุ่มตัวอย่างขนาด $m = 3k; k = 1, 2, \dots$ ชุดตัวอย่าง ขนาด m หน่วย จากประชากร

ขั้นที่ 2 ให้ลำดับขนาดหน่วยตัวอย่างในแต่ละชุดตัวอย่างจากน้อยไปมาก

ขั้นที่ 3 จัดแบ่ง $3k$ ชุดตัวอย่าง ออกเป็น 3 กลุ่มๆ ละ k ชุด โดยสุ่ม

กลุ่มที่ 1 เลือกหน่วยตัวอย่าง ณ ลำดับขนาดที่ 1 จากทุกชุด

กลุ่มที่ 2 เลือกหน่วยตัวอย่าง ณ ลำดับมัธยฐาน จากทุกชุด

กลุ่มที่ 3 เลือกหน่วยตัวอย่าง ณ ลำดับสุดท้าย จากทุกชุด

ครบ 1 รอบ จะได้ตัวอย่างขนาด $m = 3k$ หน่วย ถ้าทำซ้ำจำนวน r รอบ จะได้ตัวอย่างขนาด $3kr$ หน่วย

ให้ $Y_{[a]b}; a = 1, 2, \dots, m; b = 1, 2, \dots, r$ เป็นตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับที่มีขนาดชุดตัวอย่าง m หน่วย ทำการสุ่ม r รอบ ตัวประมาณค่าเฉลี่ย $\left(\hat{Y}_{BGRSS}\right)$ ของประชากรจากการเลือกตัวอย่างแบบ BGRSS คำนวณดังนี้

$$\hat{\bar{Y}}_{BGRSS} = \frac{1}{mr} \sum_{b=1}^r \sum_{a=1}^m Y_{[a]b} \quad (3)$$

4. การเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับสองขั้น (Two-Stage Ranked Set Sampling: TSRSS)

Al-Ommari & Al-Saleh (2010) ได้เสนอการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับสองขั้น (TSRSS) มีกระบวนการเลือก 4 ขั้นตอน ดังนี้

ขั้นที่ 1 สุ่มตัวอย่างขนาด $m^3 = 27k^3$; $k = 1, 2, \dots$ หน่วยจากประชากร แบ่ง $27k^3$ หน่วยตัวอย่างออกเป็น $m^2 = 9k^2$ ชุดตัวอย่าง ขนาด $3k$ หน่วย

ขั้นที่ 2 จัดแบ่ง $9k^2$ ชุดตัวอย่าง ออกเป็น 3 กลุ่มๆ ละ $3k^2$ ชุด

ขั้นที่ 3 ให้ลำดับขนาดหน่วยตัวอย่างในแต่ละชุดตัวอย่างจากน้อยไปมาก

กลุ่มที่ 1 เลือกหน่วยตัวอย่างลำดับต่ำที่สุดจากแต่ละชุดตัวอย่างในกลุ่ม

กลุ่มที่ 2 เลือกหน่วยตัวอย่าง ณ ลำดับมัธยฐานจากแต่ละชุดตัวอย่างในกลุ่ม

กลุ่มที่ 3 เลือกหน่วยตัวอย่างลำดับสูงสุดจากแต่ละชุดตัวอย่างในกลุ่ม

ในขั้นที่ 3 ในแต่ละกลุ่มจะประกอบด้วย k ชุดตัวอย่าง

ขั้นที่ 4 ให้ลำดับขนาดหน่วยตัวอย่างในแต่ละชุดตัวอย่างในขั้นที่ 3 จากน้อยไปมาก

กลุ่มที่ 1 เลือกหน่วยตัวอย่างลำดับต่ำที่สุดจากแต่ละชุดตัวอย่างในกลุ่ม

กลุ่มที่ 2 เลือกหน่วยตัวอย่าง ณ ลำดับมัธยฐานจากแต่ละชุดตัวอย่างในกลุ่ม

กลุ่มที่ 3 เลือกหน่วยตัวอย่างลำดับสูงสุดจากแต่ละชุดตัวอย่างในกลุ่ม

ทำครบ 1 รอบ จะได้ตัวอย่างขนาด $m = 3k$ หน่วยตัวอย่างเมื่อทำการเลือกครบ r รอบ จะได้หน่วยตัวอย่างทั้งหมด mr หน่วยตัวอย่าง

ให้ $Y_{[a]b}$; $a = 1, 2, \dots, m$; $b = 1, 2, \dots, r$ เป็นตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับที่มีขนาดชุดตัวอย่าง m หน่วย

ทำการสุ่ม r รอบ ตัวประมาณค่าเฉลี่ย $\left(\hat{\bar{Y}}_{TSRSS}\right)$ ของประชากรจากการเลือกตัวอย่างแบบ TSRSS คำนวณดังนี้

$$\hat{\bar{Y}}_{TSRSS} = \frac{1}{mr} \sum_{b=1}^r \sum_{a=1}^m Y_{[a]b} \quad (4)$$

เกณฑ์ในการพิจารณาประสิทธิภาพของตัวประมาณค่า

เกณฑ์ที่ใช้ในการพิจารณาการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับทั้ง 4 วิธีกับวิธีการเลือกตัวอย่างแบบอย่างง่าย คือ ค่าประสิทธิภาพสัมพัทธ์ (Relative efficiency: R.E.)

$$R.E.(\theta_{SRS}, \theta_{RSS}) = \frac{MSE(\hat{\theta}_{SRS})}{MSE(\hat{\theta}_{RSS})} \quad (5)$$

โดยที่ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Mean Squared Error: MSE) สามารถคำนวณได้ดังนี้

$$MSE(\hat{\theta}) = \frac{\sum_{i=1}^j (\hat{\theta}_i - \theta_i)^2}{j} \quad (6)$$

โดยที่ θ_i คือ ค่าพารามิเตอร์จากการทำซ้ำรอบที่ i

$\hat{\theta}_i$ คือ ค่าประมาณของพารามิเตอร์จากการทำซ้ำรอบที่ i

j คือ จำนวนรอบของการจำลองซ้ำ

ถ้า $R.E. > 1$ แสดงว่าตัวประมาณจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับมีประสิทธิภาพดีกว่าตัวประมาณจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบอย่างง่าย

ถ้า $R.E. = 1$ แสดงว่าตัวประมาณจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับมีประสิทธิภาพเท่ากับตัวประมาณจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบอย่างง่าย

ถ้า $R.E. < 1$ แสดงว่าตัวประมาณจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับมีประสิทธิภาพน้อยกว่าตัวประมาณจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบอย่างง่าย

ผลการทดลอง

การเปรียบเทียบประสิทธิภาพสัมพัทธ์ (R.E.) ของตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับทั้ง 4 วิธีกับวิธีการเลือกตัวอย่างแบบอย่างง่ายในสถานการณ์ต่าง ๆ เมื่อประชากรมีการแจกแจงปกติสองตัวแปร และการแจกแจงลอการิธึมสองตัวแปร มีผลการทดลองดังนี้

ตารางที่ 1 และ 2 แสดงผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพสัมพัทธ์ (R.E.) ของตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับทั้ง 4 วิธีกับวิธีการเลือกตัวอย่างแบบอย่างง่าย กรณีมีและไม่มี ความคลาดเคลื่อนจากการให้ลำดับกลุ่ม พบว่าเมื่อประชากรมีการแจกแจงปกติสองตัวแปร ตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบ TSRSS มีประสิทธิภาพสูงกว่าตัวประมาณค่าเฉลี่ยที่ได้จากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับวิธีอื่นๆ ในทุกระดับความคลาดเคลื่อนจากการให้ลำดับกลุ่มและทุกระดับความสัมพันธ์ที่ศึกษา และเมื่อประชากรมีการแจกแจงลอการิธึมสองตัวแปร ตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบ RSS มีประสิทธิภาพสูงกว่าตัวประมาณค่าเฉลี่ยที่ได้จากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับวิธีอื่นๆ ในทุกระดับความคลาดเคลื่อนจากการให้ลำดับกลุ่มและทุกระดับความสัมพันธ์ที่ศึกษา นอกจากนี้เมื่อระดับความสัมพันธ์ของตัวแปรเสริม X และตัวแปรหลัก Y เพิ่มขึ้น ประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างยังดีขึ้น

ตารางที่ 1. ค่าประสิทธิภาพสัมพัทธ์ (R.E.) ของตัวประมาณค่าเฉลี่ย เมื่อมีความคลาดเคลื่อนจาก การให้ลำดับกลุ่ม

m	σ_ε^2	ρ	การแจกแจงปกติสองตัวแปร				การแจกแจงลอการิธึมสองตัวแปร			
			RSS	ERSS	BGRSS	TSRSS	RSS	ERSS	BGRSS	TSRSS
3	0.05	0.1	1.00153	1.00672	1.01887	1.06100	1.01611	1.00275	1.01240	0.66310
		0.3	1.03697	1.04149	1.05668	1.14119	1.05307	1.01124	1.04733	0.73226
		0.5	1.12053	1.13090	1.14792	1.28000	1.13326	1.02879	1.08558	0.81579
		0.7	1.27522	1.29135	1.31111	1.64515	1.18618	1.03947	1.14429	0.86182
		0.9	1.57509	1.59422	1.61013	2.35797	1.28464	1.10925	1.25059	0.90678
	0.3	0.1	1.01327	1.00360	1.00624	1.04970	1.00893	1.00097	1.00242	0.51651
		0.3	1.05153	1.02979	1.03575	1.06318	1.03013	1.00562	1.01421	0.57785
		0.5	1.11959	1.10042	1.10131	1.19241	1.08282	1.01463	1.06700	0.65092
		0.7	1.23766	1.21143	1.21946	1.39137	1.14516	1.02231	1.12460	0.77232
		0.9	1.44225	1.41006	1.42559	1.85980	1.25807	1.10229	1.24536	0.86031
6	0.05	0.1	1.01212	1.00711	1.23636	1.25142	1.00140	0.37609	0.70855	0.14088
		0.3	1.07331	1.01872	1.28943	1.29116	1.01164	0.52106	0.82162	0.18126
		0.5	1.21538	1.13064	1.41622	1.50397	1.11414	0.64950	0.90151	0.22085
		0.7	1.49061	1.35142	1.67714	1.94239	1.25926	0.74727	0.95178	0.47378
		0.9	2.16014	1.81602	2.22068	2.88751	1.47416	0.99394	0.96864	0.72730
	0.3	0.1	1.01884	1.00431	1.22765	1.24526	1.01284	0.35403	0.64627	0.11199
		0.3	1.06254	1.01269	1.26882	1.28122	1.03002	0.48226	0.78885	0.20248
		0.5	1.17520	1.10009	1.37004	1.39047	1.06986	0.61649	0.84106	0.30694
		0.7	1.36239	1.26231	1.56841	1.77205	1.20400	0.78848	0.88922	0.49315
		0.9	1.77585	1.56049	1.65215	2.29518	1.40366	0.97189	0.95794	0.57999

หมายเหตุ ตัวหนา คือ ตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างที่มีประสิทธิภาพมากที่สุด

ตารางที่ 2. ประสิทธิภาพสัมพัทธ์ (R.E.) ของตัวประมาณค่าเฉลี่ย เมื่อไม่มีความคลาดเคลื่อนจากการให้ลำดับกลุ่ม

m	ρ	การแจกแจงปกติสองตัวแปร				การแจกแจงลอการิธึมสองตัวแปร			
		RSS	ERSS	BGRSS	TSRSS	RSS	ERSS	BGRSS	TSRSS
3	0.1	1.0100	1.00236	1.00777	1.04764	1.01024	1.00738	1.00225	0.62637
	0.3	1.05021	1.03223	1.04107	1.10860	1.08051	1.01154	1.02478	0.68098
	0.5	1.13826	1.12359	1.12959	1.19351	1.11803	1.07235	1.07123	0.79450
	0.7	1.30891	1.29658	1.29942	1.45535	1.14812	1.12174	1.13962	0.89293
	0.9	1.64303	1.62325	1.63114	2.30787	1.30846	1.29047	1.29912	0.93829
6	0.1	1.01715	1.00655	1.02494	1.35836	1.01307	0.41243	0.75711	0.10480
	0.3	1.05405	1.03532	1.08999	1.38146	1.03446	0.52208	0.86467	0.31665
	0.5	1.21111	1.15194	1.23216	1.66512	1.12641	0.66481	0.93485	0.49742
	0.7	1.50757	1.38752	1.70486	2.09945	1.23907	0.91062	0.9505	0.74229
	0.9	2.24799	1.88928	2.29852	3.22056	1.50658	0.98258	0.97033	0.87494

หมายเหตุ ตัวหนา คือ ตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างที่มีประสิทธิภาพมากที่สุด

ตารางที่ 3. ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (MSE) ของตัวประมาณจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบอย่างง่าย

m	ρ	การแจกแจงปกติ สองตัวแปร	การแจกแจงลอการิธึม สองตัวแปร
3	0.1	0.67580	0.89298
	0.3	0.66108	0.82696
	0.5	0.65557	0.73987
	0.7	0.65246	0.73699
	0.9	0.63687	0.64954
6	0.1	0.34015	0.40148
	0.3	0.33221	0.39649
	0.5	0.33206	0.37802
	0.7	0.33024	0.35212
	0.9	0.32416	0.35143

วิจารณ์และสรุปผลการทดลอง

จากงานวิจัยที่ผ่านมาการให้ลำดับหน่วยในชุดตัวอย่างที่สุ่มจะเป็นการให้ลำดับตามลักษณะของตัวแปรที่ศึกษา แต่ในกรณีที่การวัดค่าลักษณะที่ต้องการศึกษาซึ่งถือเป็นตัวแปรหลักทำได้ยาก การให้ลำดับหน่วยโดยใช้ค่าวัดของตัวแปรเสริมจึงเป็นทางเลือกหนึ่ง แต่ทั้งนี้การให้ลำดับหน่วยในชุดตัวอย่างน่าจะขึ้นอยู่กับความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรหลักและตัวแปรเสริมดังกล่าว McIntyre (1952) ได้ทำการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบ RSS กับตัวประมาณจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบง่าย (SRS) และพบว่าตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบ RSS มีประสิทธิภาพดีกว่า Dell & Clutter (1972) เปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากรจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบ SRS และ RSS โดยคำนึงถึงค่าใช้จ่ายในการเลือกตัวอย่างและมีความคลาดเคลื่อนในการให้ลำดับกลุ่ม และพบว่าตัวประมาณจากการเลือกตัวอย่างแบบ RSS มีประสิทธิภาพดีกว่าตัวประมาณจากการเลือกตัวอย่างแบบ SRS ทั้งในกรณีที่ไม่มีและมีความคลาดเคลื่อนจากการให้ลำดับกลุ่ม Al-Ommari & Al-Saleh (2010) ได้ศึกษาวิธีการเลือกตัวอย่างแบบ TSRSS และเปรียบเทียบตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากรจากการเลือกตัวอย่างแบบ TSRSS, RSS, ERSS และ BGRSS เทียบกับตัวประมาณค่าเฉลี่ยจาก SRS พบว่าเมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบสมมาตรตัวประมาณจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบ TSRSS มีประสิทธิภาพดีที่สุด ผู้วิจัยจึงทำการศึกษาถึงประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับ โดยให้ลำดับหน่วยจากชุดตัวอย่างที่สุ่มได้จากค่าของตัวแปรเสริม เมื่อตัวแปรหลักและตัวแปรเสริมมีความสัมพันธ์กันในระดับต่าง ๆ

ผลการวิจัยเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับ 4 วิธี กับตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบอย่างง่าย เมื่อตัวแปรหลักและตัวแปรเสริมมีความสัมพันธ์กัน โดยที่มีและไม่มี ความคลาดเคลื่อนจากการให้ลำดับกลุ่ม พบว่าเมื่อประชากรมีการแจกแจงปกติสองตัวแปร ตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบ TSRSS มีประสิทธิภาพดีกว่าตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับวิธีอื่นๆ ในทุกระดับความสัมพันธ์และทุกระดับความคลาดเคลื่อนจากการให้ลำดับกลุ่มในกรณีที่ศึกษา แต่เมื่อประชากรมีการแจกแจงลอการิธึมสองตัวแปร ตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบ RSS มีประสิทธิภาพดีกว่าตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับวิธีอื่น ๆ ในทุกระดับความสัมพันธ์และทุกระดับความคลาดเคลื่อนจากการให้ลำดับกลุ่มในกรณีที่ศึกษา นอกจากนั้นประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างขึ้นอยู่กับระดับความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรหลักและตัวแปรเสริม กล่าวคือ เมื่อระดับความสัมพันธ์ของตัวแปรหลักและตัวแปรเสริมเพิ่มขึ้น ประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าเฉลี่ยจากวิธีการเลือกตัวอย่างแบบกลุ่มลำดับ 4 วิธีก็มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น

เอกสารอ้างอิง

- Al-Omari, A. I. & Al-Saleh, M. F. (2010). Improvement in estimating the population mean using two-stage balanced groups Ranked Set Sampling. *METRON - International Journal of Statistics*, 68(2), 185-196.
- Dell, T. R. & Clutter, J. L. (1972) Ranked set sampling theory with order statistics background. *Biometric*, 28(2), 545-555.
- Jemain, A. A., Al-Omari, A., & Ibrahim, K. (2009). Balanced groups ranked set samples for estimating the population median. *Journal of Applied Statistical Science*, 17(1), 39-46.
- Laongkaew, M. (2015) *A comparison on parameter estimates from a simple random sample and a ranked set sample* (M.S. Thesis) Department of Applied Statistics, Faculty of Applied Science, King Mongkut's University of Technology North Bangkok, Bangkok. (in Thai)
- McIntyre, G. A. (1952). A method of unbiased selective sampling using ranked sets. *Australian Journal of Agricultural Research*, 3(4), 385-390. <https://doi.org/10.1071/AR9520385>
- Samawi, H. M., Ahmed, M. S. & Abu-Dayyeh, W. (1996). Estimating the population mean using Extreme Ranked Set Sampling. *Biometrical Journal*, 38(5), 577-586.

Research Article

การประยุกต์ใช้ความร้อนแฝงของการควบแน่นสำหรับการลด
การก่อตัวของกรดไขมันอิสระในข้าวกล้องโดยเครื่องอบแห้งแบบ
ฟลูอิดไคซ์เบดด้วยอากาศร้อนชื้น

Applying latent heat of condensation for deceleration of free
fatty acid formation in brown rice by humidified hot air
fluidized bed dryer

นิตยา จันกา^{1*}, เฉลิมชัย วงษ์อารี^{2,3} และ ชัยวัฒน์ รัตนมีชัยสกุล⁴

Nittaya Junka^{1*}, Chalermchai Wongs-Aree^{2,3} and Chaiwat Rattanamechaikul⁴

¹สาขาวิชาเทคโนโลยีการผลิตพืช คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยราชภัฏนครปฐม อ.เมือง จ.นครปฐม 73000

¹Division of Crop Production Technology, Faculty of Science and Technology, Nakhon Pathom Rajabhat University, Muang, Nakhon Pathom 73000, Thailand

²หลักสูตรเทคโนโลยีหลังการเก็บเกี่ยว คณะทรัพยากรชีวภาพและเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าธนบุรี
วิทยาเขตบางขุนเทียน เขตบางขุนเทียน กรุงเทพมหานคร 10150

²Postharvest Technology Program, School of Bioresources and Technology, King Mongkut's University Technology Thonburi, Bangkokthian Campus, Bang Khun Thian, Bangkok 10150, Thailand

³ศูนย์นวัตกรรมเทคโนโลยีหลังการเก็บเกี่ยว สำนักงานคณะกรรมการการอุดมศึกษา เขตราชเทวี กรุงเทพมหานคร 10400

³Postharvest Technology Innovation Center, Commission on Higher Education, Ratchathewi, Bangkok 10400, Thailand

⁴สาขาวิชาวิศวกรรมศาสตร์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง วิทยาเขตชุมพร อ.ปะทิว จ.ชุมพร 86160

⁴Department of Engineering, King Mongkut's Institute of Technology Ladkrabang, Prince of Chumphon Campus, Pathiu, Chumphon 86160, Thailand

*E-mail: nittaya.jun@gmail.com

Received: 29/08/2018; Accepted: 06/11/2018

บทคัดย่อ

ความร้อนแฝงของการควบแน่นเป็นการปลดปล่อยพลังงาน เมื่อไอน้ำสัมผัสกับผิวของวัตถุที่มีอุณหภูมิต่ำกว่า อุณหภูมิจุดน้ำค้างของตัวกลางอบแห้ง ระหว่างการควบแน่นวัตถุที่มีอุณหภูมิต่ำกว่าจากการเปลี่ยนเฟสของไอน้ำจะ ดูดซับพลังงานความร้อนในระบบ ผลที่ตามมา คือ อุณหภูมิของวัตถุนั้นจะสูงขึ้นอย่างรวดเร็วจนถึงอุณหภูมิจุด น้ำค้างของอากาศร้อนขึ้น งานวิจัยนี้จึงนำประโยชน์จากพลังงานในการควบแน่นมาประยุกต์ใช้ในกระบวนการ อบแห้งด้วยเทคนิคฟลูอิดไอเซชัน เพื่อลดกลิ่นเหม็นหืนของข้าวกล้องซึ่งมีสาเหตุจากการแยกสลายลิพิดด้วยน้ำใน ไร่ข้าวกลายเป็นกรดไขมันอิสระโดยเอนไซม์ลิเพสในระหว่างการเก็บรักษา โดยการอบแห้งข้าวเปลือกหลังการเก็บ เกี่ยวที่มีความชื้น 33.3 เปอร์เซ็นต์มาตรฐานแห้ง ด้วยอากาศร้อนขึ้นหรือไอน้ำจากหม้อต้มไอน้ำไฟฟ้าและฉีดเข้าสู่ ระบบ ผสมกับอากาศร้อนในห้องอบแห้ง โดยปรับอุณหภูมิและความชื้นสัมพัทธ์ของอากาศร้อนอยู่ในช่วง 100-150 องศาเซลเซียสและ 1-30 เปอร์เซ็นต์ ผลของจลนศาสตร์การอบแห้งแสดงให้เห็นว่า การควบแน่นเกิดขึ้นในช่วงแรก ของกระบวนการให้ความร้อนจากการที่อุณหภูมิของข้าวเปลือกต่ำกว่าอุณหภูมิจุดน้ำค้างของอากาศร้อนขึ้น ระหว่าง การควบแน่นอุณหภูมิของเมล็ดข้าวจะสูงขึ้นอย่างรวดเร็วกว่าการอบแห้งด้วยอากาศร้อนและการเพิ่มขึ้นของ อุณหภูมิขึ้นอยู่กับเปอร์เซ็นต์ความชื้นสัมพัทธ์ การควบแน่นระหว่างการอบแห้งทำให้กรดไขมันอิสระของข้าวกล้อง ที่อบแห้งด้วยอากาศร้อนขึ้นในระหว่างการเก็บรักษาเป็นระยะเวลา 6 เดือน (ทำการวิเคราะห์ทุกเดือน) ลดลง เมื่อ เปรียบเทียบกับการอบแห้งด้วยอากาศร้อน

คำสำคัญ: การควบแน่น, อากาศร้อนขึ้น, ฟลูอิดไอเซชัน

Abstract

Latent heat of condensation is an energy-releasing reaction when water vapor comes in contact with the surface of an object containing temperature lower than the dew point or saturation temperature of a drying media. During the condensation, the thermal energy in the system is suddenly absorbed by the lower temperature object in order to make the phase change. Subsequently, the object temperature rapidly increases to the mentioned temperature of the drying media. In this research work, the energy-releasing property from condensation was applied to paddy during fluidizing process to prevent the rancidity, caused by hydrolysis process of lipids in rice bran by lipase enzyme into free fatty acid (FFA), of the brown rice during storage. Paddy with post harvested moisture content of 33.3% dry basis was dried out in various conditions under humidified hot air (HHA) condition generated of saturated water vapor by electrical boiler. The hot water vapor was injected into drying systems of fluidized bed dryer to blend with the hot air (HA) which was set in different drying temperature of 100-150°C and 1-30% of relative humidity (RH). The drying kinetic result revealed that the condensing reaction occurred at the initial stages of drying process

when the paddy temperature was lower than the dew point temperature of HHA media. During the condensation process carried on, the grain temperature rapidly increased to the higher level than that under the normal drying process with HA. Its increase, moreover, was depended on increasing RH of the HA. The occurrence of condensation resulted in better deceleration of FFA content of the brown rice compared to drying by HA during storage for 6 months (analyzed every month).

Keywords: condensation, humidified hot air, fluidization

บทนำ

กลิ่นเหม็นหืนในข้าวกล้องที่เก็บรักษาเป็นระยะเวลานานมีสาเหตุมาจากการแยกสลายลิพิดด้วยน้ำ (hydrolysis of lipid) ในรำข้าวกลายเป็นกรดไขมันอิสระโดยเอนไซม์ลิเพส (lipase) (Cepková et al., 2014; Qu et al., 2016; Chen et al., 2017; Wang et al., 2018) กลิ่นเหม็นหืนเป็นปัญหาสำคัญที่ส่งผลโดยตรงต่อการกำหนดราคาข้าว เนื่องจากกลิ่นดังกล่าวไม่เป็นที่ต้องการของผู้บริโภค แม้ว่ามีการวิจัยได้รายงานการลดการทำปฏิกิริยาของเอนไซม์ลิเพสโดยการควบคุมอุณหภูมิการเก็บรักษาที่อุณหภูมิต่ำเพื่อให้การก่อตัวของกรดไขมันอิสระมีค่าลดลงระหว่างการเก็บรักษา (Ramezanzadeh et al., 1999) แต่วิธีการดังกล่าวอาจไม่สามารถนำมาประยุกต์ใช้ได้ หากพิจารณาถึงค่าใช้จ่ายในการลงทุนสร้างห้องควบคุมอุณหภูมิและค่าใช้จ่ายทางด้านพลังงานในกรณีที่ต้องการเก็บรักษาข้าวปริมาณมากและมีระยะเวลานานหลายเดือน

จากงานวิจัยที่ผ่านมาพบว่ากระบวนการทางความร้อนสามารถชะลอการทำงานของเอนไซม์ลิเพสได้ (Keying et al., 2009; Loypimai et al., 2009; Tran and Chang, 2014; Xu et al., 2016) กระบวนการอบแห้งข้าวเปลือกโดยเทคนิคฟลูอิดไอเซชันแบบอากาศร้อนจึงเป็นทางเลือกหนึ่งที่อาจลดปัญหาการเกิดกลิ่นเหม็นหืนในข้าวได้ เนื่องจากวิธีการอบแห้งดังกล่าวสามารถใช้อุณหภูมิสูงกว่า 100 องศาเซลเซียส ในการอบแห้ง ซึ่งจากงานวิจัยที่ผ่านมาพบว่าเทคนิคฟลูอิดไอเซชันสามารถยับยั้งเอนไซม์ลิเพส ส่งผลให้ข้าวกล้องที่มีลิพิดเป็นส่วนประกอบหลักในชั้นรำนั้นเกิดกรดไขมันอิสระระหว่างการเก็บรักษาลดลง (Jaisut et al., 2009) นอกจากการใช้อากาศร้อนเป็นตัวกลางในการอบแห้งแล้ว เทคนิคนี้ยังสามารถประยุกต์ใช้อากาศร้อนขึ้นในการอบแห้งได้อีกทางหนึ่ง อากาศร้อนขึ้นเกิดจากการที่มีไอน้ำอิ่มตัวถูกฉีดเข้าไปในระบบผสมกับอากาศร้อนภายในห้องอบแห้ง กลายเป็นอากาศร้อนขึ้น ความพิเศษของอากาศร้อนขึ้นคือมีการควบแน่นของไอน้ำเกิดขึ้นในช่วงแรกของกระบวนการอบแห้ง จากการที่อุณหภูมิของเมล็ดข้าวมีอุณหภูมิต่ำกว่าอุณหภูมิจุดน้ำค้าง (dew point temperature) เมื่อมีการควบแน่นเกิดขึ้นไอน้ำจะคายพลังงานความร้อนจากการเปลี่ยนเฟสสู่เมล็ดข้าว ทำให้อุณหภูมิของเมล็ดข้าวสูงขึ้นอย่างรวดเร็ว ซึ่งสูงกว่าการอบแห้งด้วยอากาศร้อนที่ระยะเวลาและอุณหภูมิการอบแห้งเดียวกัน (Rattana-

mechaikul et al., 2013) จากข้อมูลดังกล่าวการใช้อากาศร้อนขึ้นจึงน่าจะช่วยยังเอนไซม์ได้ดีกว่าการใช้อากาศร้อน

ดังนั้น งานวิจัยนี้จึงทำการศึกษาการลดการก่อตัวของกรดไขมันอิสระ ของข้าวเปลือกด้วยเทคนิคฟลูอิดไลเซชันแบบอากาศร้อนเปรียบเทียบกับอากาศร้อนขึ้น ภายหลังจากทดสอบข้อมูลจลนศาสตร์การอบแห้งรวมทั้งปริมาณกรดไขมันอิสระในระหว่างการเก็บรักษาจะถูกทำการวิเคราะห์ เพื่อให้ได้สภาวะการอบแห้งที่เหมาะสมในการควบคุมการก่อตัวของกรดไขมันอิสระของข้าวเปลือกในระหว่างการเก็บรักษา

วัสดุอุปกรณ์และวิธีการทดลอง

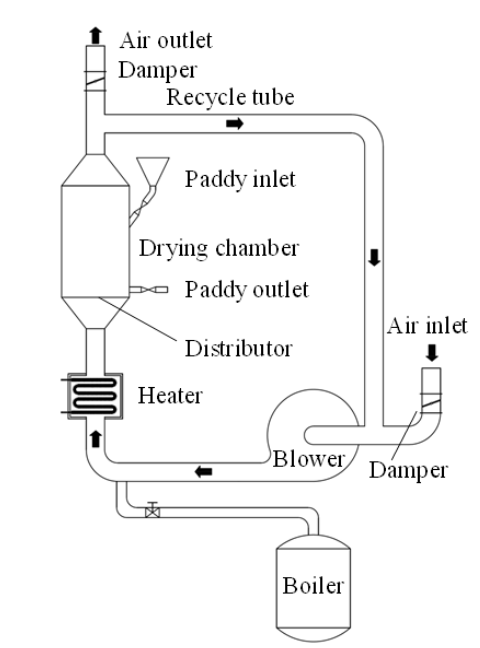
วัสดุ

ข้าวเปลือกสายพันธุ์ปทุมธานี 80 จากแปลงเพาะปลูกเดียวกัน ควบคุมการปลูกโดยผู้เชี่ยวชาญจากศูนย์วิจัยข้าวปทุมธานี ประเทศไทย ข้าวเปลือกมีความชื้นหลังการเก็บเกี่ยวที่ 33.3 เปอร์เซ็นต์มาตรฐานแห้ง

วิธีการอบแห้ง

ทำการอบแห้งตัวอย่างด้วยเครื่องอบแห้งแบบฟลูอิดไลซ์เบด ซึ่งระบบประกอบไปด้วยหม้อต้มไอน้ำ (boiler) ไฟฟ้า ขนาด 21 กิโลวัตต์ สำหรับผลิตไอน้ำที่อุณหภูมิ 103 องศาเซลเซียส เพื่อเพิ่มความชื้นให้อากาศร้อน ฮีตเตอร์ขนาด 12 กิโลวัตต์ ควบคุมอุณหภูมิโดย PID controller ความแม่นยำ ± 1 องศาเซลเซียส ห้องอบแห้งสเตนเลสทรงกระบอกเส้นผ่านศูนย์กลาง 20 เซนติเมตร พัดลมแบบใบพัดโค้งหลังทำงานด้วยมอเตอร์ขนาด 1.5 กิโลวัตต์ ดังแสดงในรูปที่ 1 โดยอากาศแวดล้อมไหลผ่านท่อขาเข้าโดยพัดลม (blower) เพื่อเพิ่มอุณหภูมิโดยขดลวดความร้อน (heater) จนถึงอุณหภูมิที่ต้องการและถูกหมุนเวียนกลับมาใช้ใหม่ 80 เปอร์เซ็นต์ เพื่อการประหยัดพลังงาน ไอน้ำที่ควบคุมอัตราการไหลด้วยวาล์วถูกส่งเข้าระบบ จากนั้นเปิดเครื่องอบแห้งพร้อมทั้งเวียนอากาศกลับก่อนการทดสอบในกรณีของอากาศร้อนขึ้นประมาณ 30 นาที เพื่อรักษาความชื้นสัมพัทธ์ให้อยู่ระดับคงที่ซึ่งตรวจวัดโดยใช้เครื่องวัดความชื้นสัมพัทธ์และอุณหภูมิความละเอียด ± 1.0 เปอร์เซ็นต์และ ± 0.2 องศาเซลเซียส (VAISALA model MI 70, Vantaa, Finland) อุณหภูมิอบแห้งที่ใช้อยู่ในช่วง 100-150 องศาเซลเซียส เปอร์เซ็นต์ความชื้นสัมพัทธ์ของอากาศร้อนมีค่า 1-3 เปอร์เซ็นต์ ส่วนของอากาศร้อนขึ้นมีค่า 6-31 เปอร์เซ็นต์ ความเร็วอากาศ 2 เท่าของความเร็วต่ำสุดในการเกิดฟลูอิดไลซ์เซชันที่ 3.0 เมตรต่อวินาที ความสูงเบด 10 เซนติเมตร ในระหว่างการอบแห้งตัวอย่างข้าวเปลือกจะถูกนำออกจากห้องอบแห้งที่ระยะเวลาต่างๆ เพื่อตรวจสอบความชื้นโดยนำข้าวเปลือกน้ำหนักประมาณ 30 กรัม ใส่กระป๋องวัดความชื้นและนำไปใส่ในตู้อบลมร้อนที่ 103 องศาเซลเซียส เป็นระยะเวลา 72 ชั่วโมง ส่วนอุณหภูมิเมล็ดข้าวเปลือกตรวจวัดโดยการนำไปใส่ในโถหุ้มฉนวนที่ติดตั้งเทอร์โมคัปเปิล ทำการตรวจวัดความชื้นและอุณหภูมิเมล็ดข้าวเปลือกจนกระทั่งความชื้นลดลงเหลือ 22.0 เปอร์เซ็นต์มาตรฐานแห้ง จึงนำตัวอย่างเก็บในที่อบอากาศเป็นเวลาประมาณ 30 นาที จากนั้นเป่าลมด้วยอากาศแวดล้อมเป็นเวลา 30 นาที จนความชื้นข้าวเปลือกมีค่าลดลงเหลือ 13-15 เปอร์เซ็นต์

มาตรฐานแห้ง ตามคำแนะนำสภาวะการอบแห้งด้วยเทคนิคฟลูอิดไอเซชันที่เหมาะสมโดย Soponronnarit (1994) และ Rattanamechaikul et al., (2013)



รูปที่ 1. แผนภาพเครื่องอบแห้งแบบฟลูอิดไอเซชัน

วิธีการวิเคราะห์กรดไขมันอิสระ

ภายหลังจากกระบวนการลดความชื้นทำการกะเทาะเปลือกตัวอย่างข้าวที่ผ่านการอบแห้งด้วยเทคนิคฟลูอิดไอเซชันที่สภาวะต่าง ๆ และตัวอย่างข้าวอ้างอิงที่ลดความชื้นด้วยวิธีการตากแดด จากนั้นทำการเก็บรักษาในถุงพลาสติกสาน (polypropylene woven bag) ภายในห้องปฏิบัติการที่มีอุณหภูมิห้องประมาณ 30 องศาเซลเซียส ความชื้นสัมพัทธ์ 60 เปอร์เซ็นต์ เป็นระยะเวลา 6 เดือน เพื่อรอการวิเคราะห์ปริมาณกรดไขมันอิสระ (วิเคราะห์จำนวน 3 ซ้ำทุก ๆ 1 เดือน) ตัวอย่างน้ำหนัก 10 กรัม ถูกบดด้วยเครื่องบด (IKA, model A11 Basic, Malaysia) เพื่อการเตรียมสารละลายจากตัวอย่าง ตามวิธีการของ Approved Method of the American Association of Cereal Chemists or AACC (AACC, 1995) จากนั้นทำการไทเทรตด้วย 0.0178 N KOH โดยใช้สารฟีนอล์ฟทาไลน์เป็นอินดิเคเตอร์ ไทเทรตจนกระทั่งสีของสารละลายตัวอย่างเปลี่ยนเป็นสีชมพูอ่อนนาน 1 นาที จึงทำการบันทึกปริมาตรที่ใช้และนำมาคำนวณปริมาณกรดไขมันอิสระดังสมการ 1

$$\text{FFA (mg KOH/100 g dry matter)} = [(10 \times \text{mL KOH titrated}) - (\text{mL KOH blank} \times 100)] / [100 - (\text{g water in 100 g sample})] \quad (1)$$

การทดสอบทางสถิติ

การทดลองวางแผนแบบ 4 x 3 x 7 factorial in CRD (Completely Randomized Design) ข้อมูลที่ได้วิเคราะห์ค่าความแปรปรวน (ANOVA) และเปรียบเทียบความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ยของการทดลองด้วยวิธี DMRT (Duncan's Multiple Range Test) ที่ระดับความเชื่อมั่น 95 %

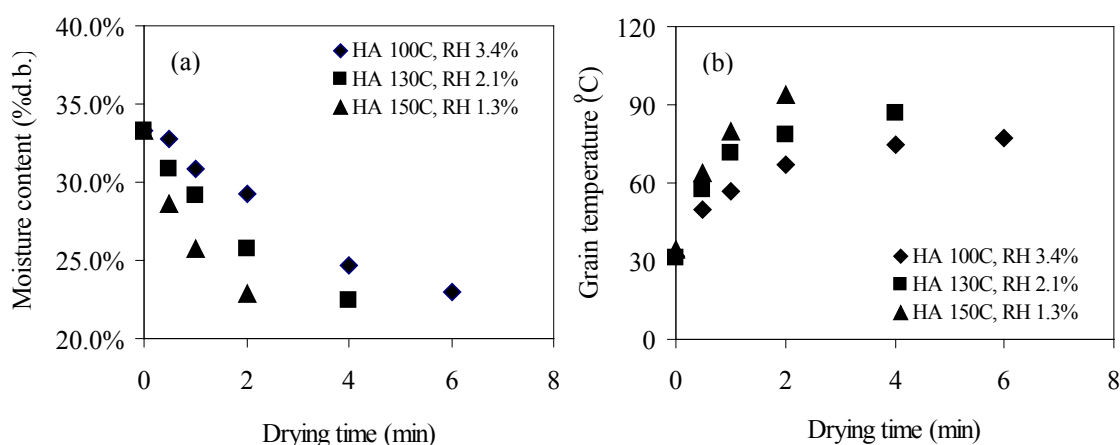
ผลและวิจารณ์ผลการทดลอง

จนศาสตร์การอบแห้ง

รูปที่ 2 แสดงการเปลี่ยนแปลงความชื้นของข้าวเปลือกระหว่างอบแห้งด้วยอากาศร้อนที่อุณหภูมิ 100 130 และ 150 องศาเซลเซียส อากาศร้อนในช่วงวันและเวลาที่ทำการทดลองมีอัตราส่วนความชื้นอยู่ในช่วง 20-30 กรัม น้ำต่อ กิโลกรัม อากาศแห้ง ทำให้ค่าความชื้นสัมพัทธ์ของอากาศร้อนที่ 100 130 และ 150 องศาเซลเซียส มีค่า 3.4, 2.1 และ 1.3 เปอร์เซนต์ตามลำดับ จากรูปที่ 2 ความชื้นของข้าวเปลือกมีค่าเริ่มต้นที่ 33.3 เปอร์เซนต์มาตรฐานแห้ง เมื่อกระบวนการอบแห้งเริ่มต้นขึ้นความชื้นของเมล็ดข้าวเปลือกมีค่าลดลงอย่างรวดเร็วโดยเฉพาะอย่างยิ่งที่อุณหภูมิอบแห้ง 150 องศาเซลเซียส เนื่องจากในกลไกการอบแห้ง อัตราการระเหยความชื้นต้องอาศัยการแพร่ความชื้นจากภายในเมล็ดข้าวออกสู่บริเวณผิวเพื่อระเหยความชื้นไปยังอากาศร้อน ความสามารถในการแพร่ความชื้นนี้ขึ้นอยู่กับอุณหภูมิของเมล็ดข้าว ซึ่งจากรูปที่ 2 พบว่า อุณหภูมิของเมล็ดข้าวมีความสัมพันธ์โดยตรงกับอุณหภูมิที่ใช้ในการอบแห้ง การใช้อากาศร้อนที่ 100 130 และ 150 องศาเซลเซียส สามารถถ่ายเทพลังงานความร้อนจากอากาศสู่เมล็ดข้าวจากอุณหภูมิเริ่มต้นที่ 30-32 องศาเซลเซียส ให้มีอุณหภูมิเพิ่มขึ้นในระหว่างการอบแห้ง โดยอุณหภูมิของเมล็ดข้าวที่ความชื้นสุดท้ายที่ 22.0 เปอร์เซนต์มาตรฐานแห้ง มีอุณหภูมิ 77 87 และ 94 องศาเซลเซียส ตามลำดับด้วยเหตุผลที่กล่าวมาการอบแห้งด้วยอากาศร้อนที่อุณหภูมิ 150 องศาเซลเซียส จึงใช้ระยะเวลาในการลดความชื้นสั้นที่สุดที่ 2 นาฬิกา จากการที่อุณหภูมิของเมล็ดข้าวมีค่าสูงที่สุดในระหว่างการอบแห้ง (Rattanamechaikul et al., 2016; Li et al., 2017; Senadeera et al., 2013; Rumruaytum et al., 2014; Lang et al., 2018)

รูปที่ 3 แสดงการเปลี่ยนแปลงความชื้นของข้าวเปลือกระหว่างอบแห้งด้วยอากาศร้อนและอากาศร้อนชื้นที่อุณหภูมิ 100 องศาเซลเซียส ด้วยความชื้นสัมพัทธ์ต่าง ๆ ในการทดลองการอบแห้งด้วยอากาศร้อนชื้นไอน้ำอิ่มตัวจะถูกฉีดเข้าสู่ระบบอบแห้งเพื่อเพิ่มอัตราส่วนความชื้นที่เปอร์เซนต์ความชื้นสัมพัทธ์มากกว่าของอากาศร้อนประมาณหนึ่งเท่าที่ 7.6 เปอร์เซนต์ อัตราส่วนความชื้นมีค่าอยู่ที่ 51 กรัม น้ำต่อ กิโลกรัม อากาศแห้งและที่เปอร์เซนต์ความชื้นสัมพัทธ์ 31.3 เปอร์เซนต์ อัตราส่วนความชื้นที่ 280 กรัม น้ำต่อ กิโลกรัม อากาศแห้ง (เป็นความสามารถสูงสุดของหม้อต้มไอน้ำไฟฟ้าที่ผลิตได้) ในการเปรียบเทียบการเปลี่ยนแปลงความชื้นพบว่า เมื่อเพิ่มความชื้นเข้าสู่ระบบความชื้นของเมล็ดข้าวจะมีค่าเพิ่มมากขึ้นในช่วง 30 วินาทีแรกของการอบแห้งให้ความร้อน จากการควบแน่นของไอน้ำ โดยสังเกตได้อย่างชัดเจนที่เปอร์เซนต์ความชื้นสัมพัทธ์ 31.3 เปอร์เซนต์การควบแน่นเกิดจากอุณหภูมิเริ่มต้นของเมล็ดข้าวมีค่าต่ำกว่าอุณหภูมิจุดน้ำค้างของอากาศร้อนชื้น สำหรับที่ความชื้นสัมพัทธ์ 7.6 และ 31.3 เปอร์เซนต์

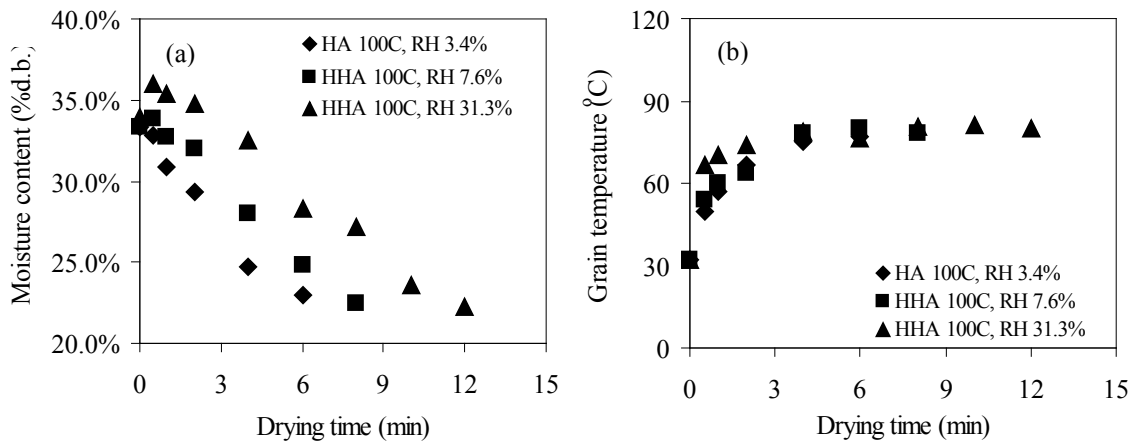
อุณหภูมิจุดน้ำค้างมีค่า 40 และ 70 องศาเซลเซียส ผลของการควบแน่นทำให้อุณหภูมิของเมล็ดข้าวมีค่าสูงขึ้นอย่างรวดเร็วโดยเฉพาะอย่างยิ่งที่ความชื้นสัมพัทธ์ 31.3 เปอร์เซ็นต์ เนื่องจากการคายพลังงานความร้อนจากการเปลี่ยนเฟสของไอน้ำ ดังแสดงในรูปที่ 3b จากนั้นเมื่ออุณหภูมิของเมล็ดข้าวมีค่าสูงกว่าอุณหภูมิจุดน้ำค้าง การควบแน่นจะสิ้นสุดลงและเริ่มเข้าสู่ช่วงของการอบแห้ง จากผลที่ได้พบว่าอัตราการอบแห้งด้วยอากาศร้อนชื้นมีค่าต่ำกว่าการใช้อากาศร้อน เนื่องจากอัตราส่วนความชื้นของอากาศร้อนชื้นมีค่ามากกว่าอากาศร้อน ทำให้ความสามารถในการพาความชื้นบริเวณที่ผิวของเมล็ดข้าวกับอากาศมีการพาความชื้นที่น้อยกว่า ส่งผลให้ระยะเวลาที่ใช้ในการอบแห้งด้วยอากาศร้อนชื้นจึงใช้ระยะเวลานานที่อุณหภูมิต่ำกว่าและระยะเวลาดังกล่าวยังมีค่าเพิ่มมากขึ้นเมื่อเปอร์เซ็นต์ความชื้นสัมพัทธ์มีค่าเพิ่มขึ้น (Rattanamechaikul et al., 2013; Rattanamechaikul et al., 2014)



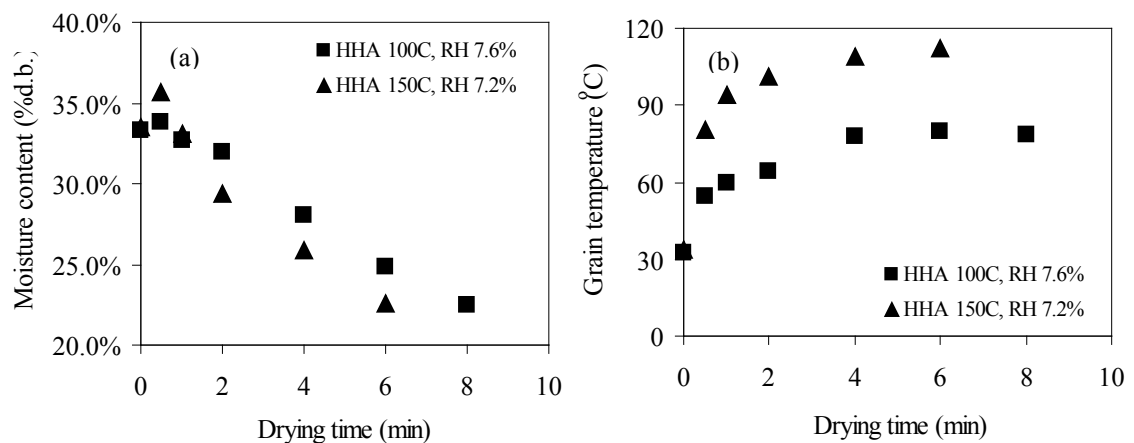
รูปที่ 2. การเปลี่ยนแปลงความชื้น (a) และอุณหภูมิเมล็ด (b) ของข้าวเปลือกระหว่างอบแห้งด้วยอากาศที่มีความร้อนระดับต่าง ๆ

รูปที่ 4 แสดงการเปลี่ยนแปลงความชื้นของข้าวเปลือกระหว่างอบแห้งด้วยอากาศร้อนชื้นอุณหภูมิ 100 และ 150 องศาเซลเซียสที่การควบคุมความชื้นสัมพัทธ์ประมาณ 7 เปอร์เซ็นต์ จากรูปพบว่าในช่วง 30 วินาทีแรกของการอบแห้ง ความชื้นของเมล็ดข้าวเมื่ออบแห้งด้วยอากาศร้อนชื้นที่ 150 องศาเซลเซียส มีค่าเพิ่มขึ้นประมาณ 2 เปอร์เซ็นต์มาตรฐานแห้ง ซึ่งมากกว่าการอบแห้งด้วยอากาศร้อนชื้นที่ 100 องศาเซลเซียส เนื่องจากความแตกต่างของอัตราส่วนความชื้น แม้ว่าที่อุณหภูมิต่ำทั้งสองมีค่าเปอร์เซ็นต์ความชื้นสัมพัทธ์เท่ากัน แต่อัตราส่วนความชื้นของอากาศร้อนชื้นที่ 150 องศาเซลเซียส มีค่ามากกว่าที่ 100 องศาเซลเซียส ด้วยความแตกต่างดังกล่าวจึงทำให้อุณหภูมิของเมล็ดข้าวในช่วงของการควบแน่นมีค่าแตกต่างกันอย่างมาก ดังที่แสดงในรูปที่ 4b จากนั้นเมื่อเข้าสู่ช่วงของการอบแห้ง การเปรียบเทียบอัตราการอบแห้งตั้งแต่ 2 นาทีเป็นต้นไปนั้นมีค่าไม่แตกต่างกันมากนัก แม้ว่า การอบแห้งด้วยอากาศร้อนชื้นที่ 150 องศาเซลเซียส มีความสามารถในการแพร่ความชื้นที่ดีกว่าการเพิ่มขึ้น

ของอุณหภูมิเมล็ดข้าวในระหว่างการอบแห้ง ผลดังกล่าวแสดงให้เห็นว่าปริมาณไอน้ำอึดตัวในอากาศส่งผลต่อความสามารถในการถ่ายเทความชื้นที่บริเวณผิวของเมล็ดข้าว ตัวแปรดังกล่าวจึงเป็นอีกปัจจัยหนึ่งที่มีความสำคัญต่ออัตราการอบแห้ง (Chen et al., 2017)



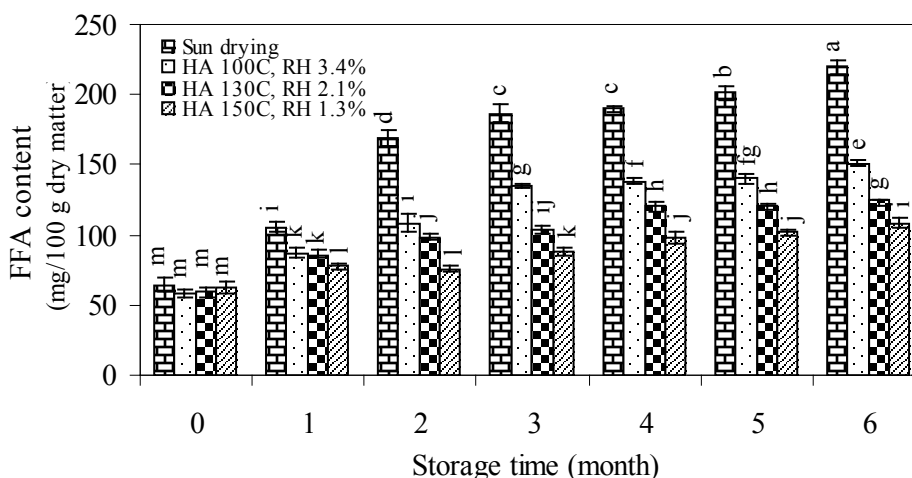
รูปที่ 3. การเปลี่ยนแปลงความชื้น (a) และอุณหภูมิเมล็ด (b) ของข้าวเปลือกระหว่างอบแห้งด้วยอากาศร้อนและอากาศร้อนชื้นที่อุณหภูมิ 100 องศาเซลเซียสด้วยความชื้นสัมพัทธ์ต่าง ๆ



รูปที่ 4. การเปลี่ยนแปลงความชื้นของข้าวเปลือกระหว่างอบแห้งด้วยอากาศร้อนชื้นอุณหภูมิ 100 และ 150 องศาเซลเซียสที่การควบคุมความชื้นสัมพัทธ์ประมาณ 7 เปอร์เซ็นต์

การเปลี่ยนแปลงกรดไขมันอิสระระหว่างการเก็บรักษา

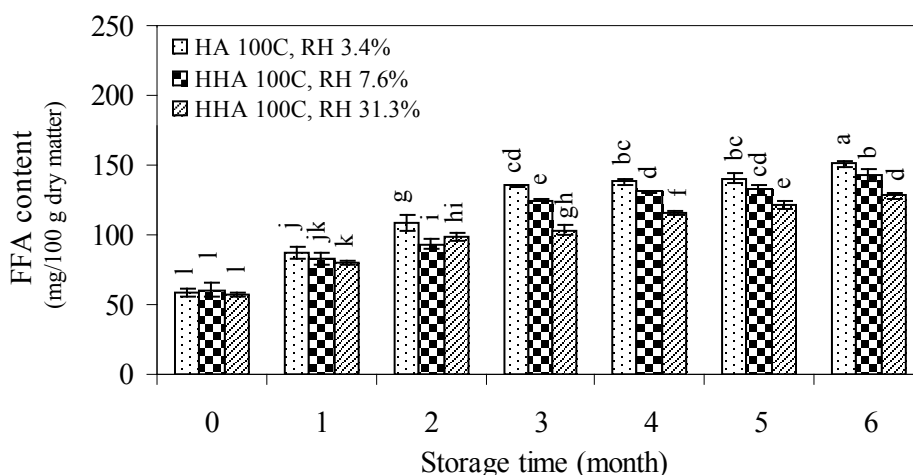
รูปที่ 5 แสดงการเปลี่ยนแปลงกรดไขมันอิสระของข้าวกล้องที่ได้ออกมาจากการอบแห้งด้วยวิธีการตากแดดเปรียบเทียบกับที่ได้จากฟลูอิดซ์ด้วยอากาศร้อนอุณหภูมิ 100 130 และ 150 องศาเซลเซียส ภายหลังจากการอบแห้งปริมาณกรดไขมันอิสระของทุกตัวอย่างมีค่าไม่แตกต่างกันทางสถิติ เมื่อระยะเวลาการเก็บรักษาผ่านไป 1 เดือน ปริมาณกรดไขมันอิสระของตัวอย่างอบแห้งด้วยวิธีการตากแดดมีค่าเพิ่มมากขึ้นอย่างเด่นชัดเมื่อเปรียบเทียบกับตัวอย่างที่ถูกอบแห้งด้วยอากาศร้อน เนื่องจากเอนไซม์ลิเพสไม่ได้ถูกยับยั้งการทำงานโดยกระบวนการทางความร้อน (Liu et al., 2013) ปริมาณกรดไขมันอิสระยังมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องตลอดระยะเวลาการเก็บรักษาที่ระยะเวลาการเก็บรักษา 6 เดือน ปริมาณกรดไขมันอิสระของตัวอย่างอบแห้งด้วยวิธีการตากแดดมีค่าอยู่ที่ 220.0 มิลลิกรัมต่อหนึ่งร้อยกรัมมวลแห้ง สำหรับการเปรียบเทียบปริมาณกรดไขมันอิสระของข้าวกล้องอบแห้งด้วยอากาศร้อนพบว่า การก่อดัวของกรดไขมันอิสระมีแนวโน้มลดลงตามอุณหภูมิอบแห้งที่เพิ่มขึ้น การใช้อากาศร้อนที่อุณหภูมิอบแห้ง 150 องศาเซลเซียส มีประสิทธิภาพในการยับยั้งเอนไซม์ลิเพสได้ดีกว่าการใช้อากาศร้อนที่อุณหภูมิต่ำกว่า (Owusu et al., 1992; Junka et al., 2017) ทำให้สามารถลดการก่อดัวของกรดไขมันอิสระระหว่างการเก็บรักษาที่ระยะเวลา 6 เดือนได้ถึง 50.8 เปอร์เซ็นต์ เมื่อเปรียบเทียบกับปริมาณกรดไขมันอิสระของตัวอย่างอบแห้งด้วยวิธีการตากแดด



รูปที่ 5. การเปลี่ยนแปลงกรดไขมันอิสระของข้าวกล้องอบแห้งด้วยวิธีการตากแดดเปรียบเทียบกับอากาศร้อน (ตัวหนังสือบนกราฟแท่งที่แตกต่างกันแสดงความแตกต่างกันของข้อมูลอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ, $p < 0.05$)

รูปที่ 6 แสดงการเปลี่ยนแปลงกรดไขมันอิสระของข้าวกล้องอบแห้งด้วยอากาศร้อนและอากาศร้อนชื้นที่อุณหภูมิ 100 องศาเซลเซียสที่เปอร์เซ็นต์ความชื้นสัมพัทธ์ต่างๆ ผลการศึกษาพบว่า การก่อดัวของกรดไขมันอิสระ

ของข้าวกล้องอบแห้งเริ่มมีค่าแตกต่างกันตั้งแต่เดือนแรกของระยะเวลาการเก็บรักษาและมีค่าแตกต่างกันอย่างชัดเจนที่ระยะเวลาการเก็บรักษา 3 เดือน การก่อตัวของกรดไขมันอิสระทั้ง 3 สภาวะ ยังมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องตลอดระยะเวลาการเก็บรักษา ที่ระยะเวลาการเก็บรักษานาน 6 เดือน ปริมาณกรดไขมันอิสระของข้าวกล้องอบแห้งที่เปอร์เซ็นต์ความชื้นสัมพัทธ์ 3.4 7.6 และ 31.3 เปอร์เซ็นต์ มีค่า 151.1, 143.2 และ 128.0 มิลลิกรัมต่อหนึ่งร้อยกรัมมวลแห้งตามลำดับ ผลการทดสอบดูเหมือนว่าการก่อตัวของกรดไขมันอิสระมีแนวโน้มลดลงตามเปอร์เซ็นต์ความชื้นสัมพัทธ์ที่เพิ่มขึ้น ทั้งนี้เป็นเพราะเมล็ดข้าวที่ผ่านการอบแห้งด้วยอากาศร้อนขึ้นที่ความชื้นสัมพัทธ์ 31.3 เปอร์เซ็นต์มีอุณหภูมิของเมล็ดสูงตั้งแต่ในช่วงแรกของการควั่น นอกเหนือนี้ในระหว่างการอบแห้งยังใช้ระยะเวลาในการให้ความร้อนที่นานกว่า ส่งผลให้ความสามารถในการยับยั้งการทำงานของเอนไซม์ลิเพสทำได้ดีกว่าการใช้อากาศร้อน และอากาศร้อนขึ้นที่ความชื้นสัมพัทธ์ 7.6 เปอร์เซ็นต์ (Kim et al., 2014)



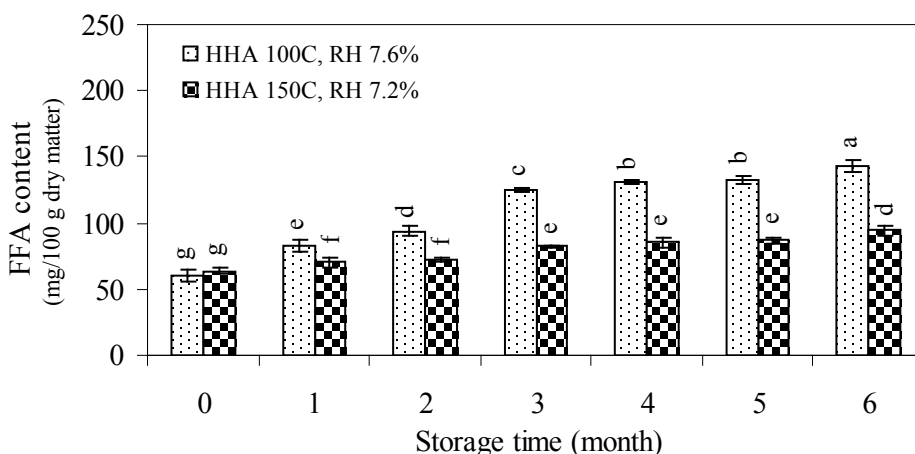
รูปที่ 6. การเปลี่ยนแปลงกรดไขมันอิสระของข้าวกล้องอบแห้งด้วยอากาศร้อนและอากาศร้อนขึ้น

ที่อุณหภูมิ 100 องศาเซลเซียสที่เปอร์เซ็นต์ความชื้นสัมพัทธ์ต่างๆ

(ตัวหนังสือบนกราฟแท่งที่แตกต่างกันแสดงความแตกต่างกันของข้อมูลอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ, $p < 0.05$)

รูปที่ 7 แสดงการเปลี่ยนแปลงกรดไขมันอิสระของข้าวกล้องระหว่างอบแห้งด้วยอากาศร้อนขึ้นอุณหภูมิ 100 และ 150 องศาเซลเซียสที่การควบคุมความชื้นสัมพัทธ์ประมาณ 7 เปอร์เซ็นต์ ผลการศึกษาพบว่า การก่อตัวของกรดไขมันอิสระของข้าวกล้องอบแห้งที่ 100 องศาเซลเซียส มีค่าเพิ่มมากขึ้นกว่าตัวอย่างที่ถูกอบแห้งที่ 150 องศาเซลเซียส ตั้งแต่เดือนแรกของระยะเวลาการเก็บรักษา ที่ระยะเวลาการเก็บรักษานาน 6 เดือน ตัวอย่างที่ถูกอบแห้งที่ 150 องศาเซลเซียส ความชื้นสัมพัทธ์ 7.2 เปอร์เซ็นต์ นาน 6 นาที มีปริมาณกรดไขมันอิสระ 94.4 มิลลิกรัมต่อหนึ่งร้อยกรัมมวลแห้ง ขณะที่ตัวอย่างที่ถูกอบแห้งที่ 100 องศาเซลเซียส ความชื้นสัมพัทธ์ 7.6 เปอร์เซ็นต์ นาน 8

นาที่ มีปริมาณกรดไขมันอิสระ 143.2 มิลลิกรัมต่อหนึ่งร้อยกรัมมวลแห้ง ผลของการเปรียบเทียบปริมาณกรดไขมันอิสระแสดงให้เห็นว่า การอบแห้งที่อุณหภูมิ 150 องศาเซลเซียส นาน 6 นาที่ สามารถยับยั้งการทำงานของเอนไซม์ลิเพสได้ดีกว่าที่การอบแห้งที่อุณหภูมิ 100 องศาเซลเซียส นาน 8 นาที่ อย่างไรก็ตามแม้ว่าสภาวะอบแห้งอุณหภูมิ 150 องศาเซลเซียส ความชื้นสัมพัทธ์ 7.2 เปอร์เซ็นต์ จะเป็นสภาวะที่มีอุณหภูมิและความชื้นสัมพัทธ์สูงที่สุดในขอบเขตการศึกษา ปริมาณการก่อดัของกรดไขมันอิสระยังคงมีแนวโน้มเพิ่มมากขึ้นในช่วงระยะเวลาการเก็บรักษา 6 เดือน เนื่องจากระยะเวลาในการให้ความร้อนอาจไม่นานเพียงพอในการยับยั้งการทำงานของเอนไซม์ลิเพส



รูปที่ 7. การเปลี่ยนแปลงกรดไขมันอิสระของข้าวกล้องระหว่างอบแห้งด้วยอากาศร้อนขึ้นอุณหภูมิ 100 และ 150 องศาเซลเซียส ที่การควบคุมความชื้นสัมพัทธ์ประมาณ 7 เปอร์เซ็นต์ (ตัวหนังสือบนกราฟแท่งที่แตกต่างกันแสดงความแตกต่างกันของข้อมูลอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ, $p < 0.05$)

จากงานวิจัยของ Kim et al. (2014) ที่ได้ศึกษากระบวนการทางความร้อน ในการยับยั้งการทำงานของเอนไซม์ลิเพสในรำข้าว ซึ่งพบว่าประสิทธิภาพในการยับยั้งขึ้นอยู่กับอุณหภูมิและระยะเวลาในการให้ความร้อน การใช้กระบวนการทางความร้อนด้วยวิธีการต่างๆ การนึ่งรำข้าวด้วยไอน้ำ (autoclave) ที่อุณหภูมิ 121 องศาเซลเซียส เป็นระยะเวลานาน 20 นาที่ จึงสามารถยับยั้งการทำงานของเอนไซม์ลิเพสได้ ทำให้ปริมาณกรดไขมันอิสระในรำข้าวมีปริมาณค่อนข้างคงที่ตลอดระยะเวลาการเก็บรักษานาน 6 เดือน

สรุปผลการทดลอง

การควบคุมที่เกิดขึ้นในช่วงแรกของการอบแห้งด้วยอากาศร้อนขึ้นส่งผลให้อุณหภูมิของเมล็ดข้าวมีค่าเพิ่มขึ้นอย่างรวดเร็วจากการคายพลังงานความร้อนแฝงของไอน้ำ การเพิ่มขึ้นของอุณหภูมิเมล็ดข้าวอย่างรวดเร็ว มีอิทธิพลต่อความสามารถในการยับยั้งเอนไซม์ลิเพส ทำให้การก่อดัของกรดไขมันอิสระของข้าวกล้องมี

แนวโน้มลดลง เมื่อเปรียบเทียบกับปริมาณกรดไขมันอิสระของข้าวกล้องอบแห้งด้วยอากาศร้อนและวิธีการตากแดด ซึ่งความสามารถในการยับยั้งขึ้นอยู่กับการเปลี่ยนแปลงของเปอร์เซ็นต์ความชื้นสัมพัทธ์และอุณหภูมิที่ใช้ในการอบแห้ง ในขอบเขตที่ได้ ทำการศึกษา การอบแห้งด้วยเทคนิคฟลูอิดไลเซชันแบบอากาศร้อนชื้นที่อุณหภูมิ 150 องศาเซลเซียส ความชื้นสัมพัทธ์ 7.2 เปอร์เซ็นต์ มีปริมาณกรดไขมันอิสระเพิ่มขึ้นน้อยที่สุด (มีปริมาณกรดไขมันอิสระไม่เกิน 100 มิลลิกรัม ต่อหนึ่งร้อยกรัมมวลแห้ง) ที่ระยะเวลาการเก็บรักษานาน 6 เดือน

กิตติกรรมประกาศ

คณะผู้วิจัยขอขอบคุณ สำนักงานคณะกรรมการการวิจัยแห่งชาติ สถาบันวิจัยและพัฒนา มหาวิทยาลัยราชภัฏ นครปฐม ที่สนับสนุนทุนอุดหนุนการวิจัย หลักสูตรเทคโนโลยีหลังการเก็บเกี่ยว คณะทรัพยากรชีวภาพและเทคโนโลยี และห้องปฏิบัติการอบแห้ง สาขาวิชาเทคโนโลยีพลังงาน คณะพลังงานสิ่งแวดล้อมและวัสดุ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าธนบุรี กรุงเทพฯ ที่สนับสนุนอุปกรณ์และเครื่องมือต่าง ๆ ในการทำวิจัยนี้

เอกสารอ้างอิง

- American Association of Cereal Chemists (AACC). (1995). *Approved Method of the American Association of Cereal Chemists* (9th ed.). Inc., St. Paul, MN: American Association of Cereal Chemists.
- Cepková, P. H., Dvořáková, Z., Janovská, D. & Viehmannová, V. (2014). Rancidity development in millet species stored in different storage conditions and evaluation of free fatty acids content in tested samples. *Journal of Food, Agriculture and Environment*, 12(2), 101-106. <https://doi.org/10.1234/4.2014.4376>.
- Chen, Q., Bi, J., Chen, R., Liu, X., Wu, X. & Zhou, M. (2017). Comparative study on drying characteristic, moisture diffusivity, and some physical and nutritional attributes of blanched carrot slices. *Journal of Food Processing and Preservation*, 41(5), e13201. <https://doi.org/10.1111/jfpp.13201>
- Chen, S. S., Luo, S. Z., Zheng, Z., Zhao, Y. Y., Pang, M. & Jiang, S. T. (2017). Enzymatic lipophilization of epicatechin with free fatty acids and its effect on antioxidative capacity in crude camellia seed oil. *Journal of the Science of Food and Agriculture*, 97(3), 868-874. doi: 10.1002/jsfa.7808
- Jaisut, D., Prachayawarakorn, S., Varayanond, W., Tungtrakul, P., Soponronnarit, S. (2009). Accelerated aging of jasmine brown rice by high-temperature fluidization technique. *Food Research International*, 42(5-6), 674-681. <https://doi.org/10.1016/j.foodres.2009.02.011>
- Keying, Q., Changzhong, R. & Zaigui, L. (2009). An investigation on pretreatments for inactivation of lipase in naked oat kernels using microwave heating. *Journal of Food Engineering*, 95(2), 280-284. <https://doi.org/10.1016/j.jfoodeng.2009.05.002>

- Kim, S. M., Chung, H. J. & Lim, S. T. (2014). Effect of various heat treatments on rancidity and some bioactive compounds of rice bran. *Journal of Cereal Science*, 60, 243–248. <https://doi.org/10.1016/j.jcs.2014.04.001>
- Lang, G. H., Lindemann, I. D. S., Ferreira, C. D., Pohndorf, R. S., Vanier, N. L. & Oliveira, M. D. (2018). Influence of drying temperature on the structural and cooking quality properties of black rice. *Cereal Chemistry*, 95(4), 564-574. <https://doi.org/10.1002/cche.10060>
- Liu, L., Waters, D. L. E., Rose, T. J., Bao, J. & King, G. J. (2013). Phospholipids in rice: Significance in grain quality and health benefits: A review. *Food Chemistry*, 139(1-4), 1133–1145. <https://doi.org/10.1016/j.foodchem.2012.12.046>
- Li, Y., Su, X., Shi, F., Wang, L., Chen, Z., (2017). High-temperature air--fluidization-induced changes in the starch texture, rheological properties, and digestibility of germinated brown rice. *Starch - Stärke*, 69 (9-10), <https://doi.org/10.1002/star.201600328>.
- Loypimai, P., Moonggarm, A. & Chottanom, P. (2009) Effects of ohmic heating on lipase activity, bioactive compounds and antioxidant activity of rice bran. *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, 3(4), 3642-3652.
- Junka, N., Rattanamechaiskul, C. & Wongs-aree, C. (2017). Free fatty acid deformation of treated black glutinous rice during storage by fluidization drying. *Journal of Food Process Engineering*. 40(3), e12427. <https://doi.org/10.1111/jfpe.12427>
- Owusu, R.K., Makhzoum, A., Knapp, J.S. (1992). Heat inactivation of lipase from psychrotrophic *Pseudomonas fluorescens* P38: Activation parameters and enzyme stability at low or ultra-high temperatures. *Food Chemistry*, 44(4), 261-268. [https://doi.org/10.1016/0308-8146\(92\)90048-7](https://doi.org/10.1016/0308-8146(92)90048-7)
- Qu, Q., Yang, X., Fu, M., Chen, Q., Zhang, X., He, Z., et al. (2016). Effects of three conventional drying methods on the lipid oxidation, fatty acids composition, and antioxidant activities of walnut (*Juglans regia* L.). *An International Journal: Drying Technology*, 34(7), 822-829. doi: 10.1080/07373937.2015.1081931
- Ramezanzadeh, F. M., Rao, R. M., Windhauser, M., Prinyawiwatkul, W., Tulley, R. & Marshall, W. E. (1999). Prevention of hydrolytic rancidity in rice bran during storage. *Journal of Agricultural and Food Chemistry*, 47(8), 3050–3052. doi: 10.1021/jf981335r
- Rattanamechaiskul, C., Junka, N., Wongs-Aree, C., Prachayawarakorn, S. & Soponronnarit, S. (2016). Influence of hot air fluidized bed drying on quality changes of purple rice. *An International Journal: Drying Technology*, 34(12), 1462–1470. <https://doi.org/10.1080/07373937.2015.1126720>

- Rattanamechaiskul, C., Soponronnarit, S. & Prachayawarakorn S. (2014). Glycemic Research to Brown Rice Treated by Different Drying Media. *Journal of Food Engineering*, 122(1), 48-55. [https://doi: 10.1016/j.jfoodeng.2013.08.022](https://doi.org/10.1016/j.jfoodeng.2013.08.022)
- Rattanamechaiskul, C., Soponronnarit, S., Prachayawarakorn, S. & Tungtrakul, P. (2013). Optimal operating conditions to produce nutritious partially parboiled brown rice in a humidified hot air fluidized bed dryer. *An International Journal: Drying Technology*, 31(4), 368-377. <https://doi.org/10.1080/07373937.2012.709571>
- Rumruaytum, P., Borompichaichartkul, C. & Kongpensook, V. (2014). Effect of drying involving fluidisation in superheated steam on physicochemical and antioxidant properties of Thai native rice cultivars. *Journal of Food Engineering*, 123, 143-147. <https://doi.org/10.1016/j.jfoodeng.2013.08.025>
- Senadeera, W., Alves-Filho, O., Eikevik, T. (2013). Influence of drying conditions on the moisture diffusion and fluidization quality during multi-stage fluidized bed drying of bovine intestine for pet food. *Food and Bioproducts Processing*, 91(4), 549-557. <https://doi.org/10.1016/j.fbp.2013.08.008>
- Soponronnarit, S. & Prachayawarakorn, S. (1994). Optimum strategy for fluidized bed paddy drying. *An International Journal: Drying Technology*, 12(7), 1667-1686. <https://doi.org/10.1080/07373939408962192>
- Kim, S. M., Chung, H. J. & Lim, S. T. (2014). Effect of various heat treatments on rancidity and some bioactive compounds of rice bran. *Journal of Cereal Science* 60(1), 243-248. <https://doi.org/10.1016/j.jcs.2014.04.001>
- Tran, D. T., Chang, J. S. (2014). Kinetics of enzymatic transesterification and thermal deactivation using immobilized burkholderia lipase as catalyst. *Bioprocess and Biosystems Engineering*, 37(3), 481-491. doi: 10.1007/s00449-013-1017-0
- Wang, H., Zhu, S., Ramaswamy, H. S., Hu, F. & Yu, Y. (2018). Effect of high pressure processing on rancidity of brown rice during storage. *LWT - Food Science and Technology*, 93, 405-411. <https://doi.org/10.1016/j.lwt.2018.03.042>
- Xu, B, Wang, L.K, Miao, W.J., Wu, Q.F., Liu, Y.X., Sun, Y., et al. (2016). Thermal versus microwave inactivation kinetics of lipase and lipoxygenase from wheat germ. *Journal of Food Process Engineering* 39(3), 247-255. <https://doi.org/10.1111/jfpe.12216>

Research Article

การลดน้ำสูญเสียในโรงงานผลิตน้ำประปาด้วยการควบคุมความเข้มข้นของตะกอน

Water loss reduction in a water treatment plant by sludge concentration control

กนกพร ศรีปฐมสวัสดิ์^{1*} และ มนตรี หลากจิตร์¹

Kanokporn Sripathomswat^{1*} and Montree Lakchit¹

¹ หลักสูตรการจัดการเทคโนโลยีวิศวกรรม ภาควิชาเทคโนโลยีวิศวกรรมอุตสาหกรรม วิทยาลัยเทคโนโลยีอุตสาหกรรม มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ บางซื่อ กรุงเทพฯ 10800

¹ Engineering Technology and Management Program, Department of Industrial Engineering Technology, College of Industrial Technology, King Mongkut's University of Technology North Bangkok, Bangsue, Bangkok 10800

*E-mail: kanokporn.s@cit.kmutnb.ac.th

Received: 10/07/2018; Accepted: 0811/2018

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์ระดับของปัจจัยที่เหมาะสม เพื่อควบคุมความเข้มข้นของตะกอน ในถังตกตะกอนแบบควบคุมชั้นตะกอน (superpulsator) โดยทำการศึกษาในระบบผลิตของโรงงานผลิตน้ำประปาแห่งหนึ่งในกรุงเทพมหานคร ทำการเก็บข้อมูลและทำการทดลองในช่วงเวลาของฤดูฝนในประเทศไทย เป้าหมายเพื่อให้สามารถควบคุมความเข้มข้นของตะกอน ส่งผลให้สามารถลดน้ำสูญเสียเพื่อเพิ่มปริมาณการผลิตน้ำประปาให้ได้มากขึ้น นอกจากนี้ สามารถลดปัญหาการเสียหายของระบบผลิตจากระบบระบายตะกอนตันได้ภายใต้เงื่อนไขของน้ำดิบที่เข้าสู่ระบบในช่วงเวลาดังกล่าว ในงานวิจัยนี้ใช้การออกแบบการทดลองเชิงแฟคทอเรียล ซึ่งประกอบด้วย 2 ปัจจัยหลัก ได้แก่ อัตราการจ่ายสารส้ม และอัตราการกระแทกน้ำ แต่ละปัจจัยมี 3 ระดับ และทำการทดลองซ้ำ 3 ครั้ง ในการทดลองแต่ละครั้งจะปล่อยให้ระบบทำงาน 40 นาทีแล้วทำการเก็บตัวอย่างน้ำระบายตะกอนทิ้งไว้ 20 นาทีแล้วอ่านค่าของระดับตะกอนที่แยกตัวออกจากน้ำ ผลการวิเคราะห์ข้อมูลที่ระดับความเชื่อมั่น 95% พบว่า ทั้งสองปัจจัยมีผลต่อความเข้มข้นของตะกอนอย่างมีนัยสำคัญ หลังจากออกแบบการทดลองพบว่าปัจจัยที่เหมาะสม คือ อัตราการจ่ายสารส้ม 100 ลิตร/ชั่วโมง และอัตราการกระแทกน้ำ 65 ครั้ง/ชั่วโมง เมื่อนำปัจจัย

ดังกล่าวไปใช้ในโรงงานผลิตน้ำกรณศึกษา พบว่าสามารถลดน้ำสูญเสียได้ 38% ลดงานแจ้งซ่อมจากปัญหาาระบบระบายตะกอนตันได้ 100%

คำสำคัญ: การลดน้ำสูญเสีย, การออกแบบการทดลอง, ความเข้มข้นของตะกอน

Abstract

This research aimed to determine the optimum level of concentration of sludge in the superpulser settling tank at a tap water treatment plant in Bangkok in order to control sludge concentration applying in rainy season of Thailand. This could reduce the water loss and sludge blockage problems during conditions of that time. The reduction of water loss is an effective way to improve efficiency of the tap water treatment. We applied the full factorial design of experiment which consisted of two main factors, such as alum rate and impact rate. Each factor comprised of three levels. A factorial experiment was then conducted with three replications. After running the system for 40 minutes, the water was drained and sludge samples were collected. After the samples were left for 20 minutes, we then read the value of sludge separating from the water. The results were analyzed at 95% confidence interval. According to the results, both factors significantly affected the sludge concentration. The optimum condition of alum rate was 100 litres per hour and the optimum condition of impact rate was 65 times per hour. When the system was controlled by these optimal factors, we could reduce water loss and sludge blockage problems at 38% and 100%, respectively.

Keywords: water loss reduction, design of experiment, sludge concentration

บทนำ

เนื่องจากความต้องการใช้น้ำประปาที่เพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง ดังแสดงในตารางที่ 1 ส่งผลให้ควรต้องเพิ่มปริมาณการผลิตน้ำประปา ทั้งในส่วนของการขยายกำลังการผลิตและการผลิตน้ำให้เกิดประสิทธิภาพสูง นอกจากนี้แหล่งน้ำดิบ และปริมาณน้ำดิบในแต่ละฤดูกาลที่ไม่สม่ำเสมอ เป็นข้อจำกัดทางด้านทรัพยากรอย่างหนึ่ง การลดน้ำสูญเสียจึงเป็นแนวทางสำคัญที่ช่วยเพิ่มปริมาณการผลิตได้มากขึ้น โดยใช้น้ำดิบตามข้อจำกัดที่พบ งานวิจัยนี้ดำเนินการในระบบผลิตของโรงงานผลิตน้ำประปาแห่งหนึ่งในกรุงเทพมหานคร การควบคุมความเข้มข้นของตะกอนให้อยู่ในเกณฑ์ที่กำหนด จะสามารถลดปัญหาการเกิดน้ำสูญเสียที่ถูกระบายทิ้งไปกับตะกอนได้ นอกจากนี้ยังเป็นการลดปัญหาาระบบระบายตะกอนอุดตัน (Udomsinrot, 1993) ดังนั้นงานวิจัยนี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์และกำหนดระดับปัจจัยที่เหมาะสม ภายใต้เงื่อนไขการทดลอง ในการควบคุมความเข้มข้นของตะกอนของถัง

ตกตะกอนแบบควบคุมหุ่น (superpulsator) เพื่อให้คุณภาพน้ำประปาที่จ่ายจากระบบเป็นไปตามมาตรฐานที่กำหนดไว้ (Laurent, 1995)

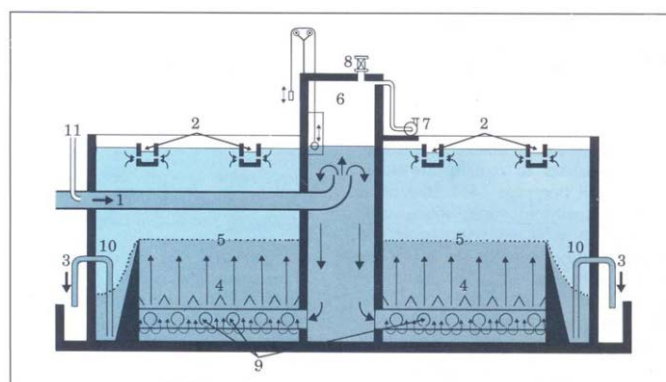
ตารางที่ 1. ความต้องการใช้น้ำประปาในช่วงปีงบประมาณ 2556 ถึง 2560 (Metropolitan Waterworks Authority, 2018a)

ปีงบประมาณ	ปริมาณน้ำผลิตจ่าย (ล้านลูกบาศก์เมตร)	จำนวนผู้ใช้น้ำ (ราย)
2556	1,804.5	2,113,674
2557	1,797.8	2,171,371
2558	1,835.1	2,226,707
2559	1,965.9	2,281,058
2560	2,063.8	2,328,598

จากการศึกษาสภาพปัญหาของโรงงานการศึกษาเบื้องต้น พบว่าพนักงานผู้ควบคุมระบบไม่มีแนวทางในการปรับค่าควบคุมระบบความเข้มข้นของตะกอนที่ชัดเจน โดยหากความเข้มข้นของตะกอนไม่อยู่ในเกณฑ์ควบคุม นั่นคือความเข้มข้นของตะกอนประมาณ 70% ถึง 80% (ตามมาตรฐานการควบคุมระบบ) (Laurent, 1995) ก็จะทำให้การปรับอัตราการจ่ายสารส้มและหรือปรับอัตราการกระแทกน้ำโดยใช้ประสบการณ์ของแต่ละบุคคล นอกจากนี้ หากใช้เวลาปรับระบบนานเกินไปก็จะส่งผลให้มีตะกอนสะสมตามท่อระบาย เกิดปัญหาอุดตันจนระบบผลิตอาจหยุดทำงานไม่สามารถผลิตได้จนกว่าจะมีการซ่อมแซมระบบระบายตะกอน ในอีกทางหนึ่งพบว่าการเกิดน้ำสูญเสียมากขึ้นเรื่อยๆ จะส่งผลถึงปริมาณน้ำประปาที่ผลิตได้ในบางช่วงเวลาลดลง อาจทำให้ไม่สามารถจ่ายน้ำประปาให้เพียงพอต่อความต้องการได้

การทำงานของถังตกตะกอนในระบบผลิตประปามีหลักการโดยสรุป (Laurent, 1995) ดังนี้ ถังตกตะกอนแบบ pulsator clarifier แสดงดังรูปที่ 1 และรูปที่ 2 ภายในติดตั้งช่องรับตะกอนส่วนเกิน ท่อกระจายน้ำดิบทางด้านล่างและท่อรับน้ำใสด้านบน โดยถังตกตะกอนแบบมีชั้นตะกอน (sludge blanket) ต้องรักษาให้มีชั้นตะกอนคงอยู่ตลอดเวลาเป็นเนื้อเดียวกัน เมื่อจ่ายสารเคมีลงน้ำดิบเพื่อทำลายเสถียรภาพของอนุภาคคอลลอยด์แล้วจะไหลเข้าบริเวณตอนกลางถึงซึ่งเป็นบริเวณที่สร้างสูญญากาศเพื่อสร้างระดับน้ำขึ้น-ลงแล้วไหลเข้าสู่ถังตกตะกอนทางด้านล่างด้วยแรงดัน จะเกิดกระบวนการกวนเร็ว (flash mixing) น้ำจะไหลผ่านช่องเปิดของท่อกระจายน้ำดิบเริ่มเกิดกระบวนการกวนช้า (slow mixing) ขึ้นในบริเวณนี้ผ่านชั้นตะกอนเก่าขึ้นไปด้านบน โดยส่วนที่เป็นน้ำใสจะไหลขึ้นด้านบนและเข้าสู่ท่อรับน้ำ ส่วนอนุภาคสารแขวนลอยในน้ำที่ได้ทำปฏิกิริยากับสารเคมีแล้วจะรวมตัวกันเป็นอนุภาคที่ใหญ่ขึ้น และตกลงสู่ส่วนที่เป็นชั้นตะกอนของถัง เพื่อทำการระบายทิ้งต่อไป

จากหลักการทำงานของถังตกตะกอนชนิดนี้คือ เมื่อน้ำดิบผสมกับสารเคมีในท่อน้ำดิบก่อนเข้าสู่ถังตกตะกอน น้ำดิบจะไหลเข้าสู่ถังสุญญากาศ เพื่อสร้างระดับน้ำขึ้น-ลงแล้วไหลเข้าสู่บริเวณตกตะกอนทางด้านล่างถัง โดยไหลออกจากท่อที่วางตามแนวนพื้นด้านล่างและเจาะเป็นรูเล็กๆ ทำหน้าที่กระจายน้ำให้ไหลขึ้นไปทั่วพื้นที่ของถัง น้ำใหม่ที่ไหลเข้ามาซึ่งมีการจับรวมตัวกันของอนุภาคคอลลอยด์กับสารเคมีกลายเป็นกลุ่มก้อนของอนุภาค เมื่อไหลผ่านชั้นตะกอนซึ่งมีการเลี้ยงชั้นตะกอนไว้ในส่วนล่างของถังมีลักษณะเป็นชั้นตะกอนเข้มข้นจะเกิดการชนสัมผัสกันของตะกอนใหม่กับตะกอนเดิม มีผลทำให้เกิดการเร่งให้มีการรวมตัวกันของตะกอนเพื่อให้ตะกอนตกลงด้านล่างและมีแรงเกาะกันกลายเป็นกลุ่มตะกอนที่มีขนาดใหญ่ขึ้น นอกจากนี้แล้วชั้นตะกอนยังทำหน้าที่เป็นตัวกรองชั้นต้น โดยจะดักจับตะกอนที่เข้ามาใหม่ไว้ไม่ให้ผ่านขึ้นไปได้และยังช่วยลดความเร็วของน้ำตะกอนขึ้นด้านบนอีกด้วย (ทิศทางการไหลตรงกันข้าม) จากกระบวนการทั้งหมดดังกล่าวทำให้กระบวนการเกิดน้ำใสสามารถทำได้เร็วขึ้นและทำให้อนุภาคชนสัมผัสกันได้มากขึ้นมีการเกาะรวมตัวกลายเป็นกลุ่มก้อนตะกอนได้มากขึ้นถึงแม้ว่าในน้ำดิบจะมีอนุภาคแขวนลอยในปริมาณน้อยทำให้สามารถรับอัตราน้ำไหลสูงกว่าถังตกตะกอนโดยทั่วไป



- | | |
|------------------------------------|------------------------------------|
| 1 - Raw water inlet. | 7 - Vacuum pump. |
| 2 - Clarified water outlet. | 8 - Air release valve. |
| 3 - Sludge removal. | 9 - Raw water distribution system. |
| 4 - Stilling baffles. | 10 - Sludge concentrators. |
| 5 - Upper level of sludge blanket. | 11 - Reagent feed. |
| 6 - Vacuum chamber. | |

Figure 332. Pulsator clarifier.

รูปที่ 1. โครงสร้างถังตกตะกอน (pulsator clarifier) (Laurent, 1995)

ในงานวิจัยนี้ใช้การออกแบบการทดลองเชิงแฟคทอเรียล (Montgomery, 2009) ในการออกแบบค่าที่เหมาะสมในการควบคุมความเข้มข้นตะกอน การออกแบบการทดลองเชิงแฟคทอเรียลคือ การทดลองที่พิจารณาถึงผลที่เกิดจากการรวมกันของระดับ (level) ของปัจจัย (factor) ทั้งหมดที่เป็นไปได้ในการทดลองนั้น ตัวอย่างเช่น กรณี 2 ปัจจัย ถ้าปัจจัย A ประกอบด้วย a ระดับ และปัจจัย B ประกอบด้วย b ระดับ ในการทดลอง 1 ซ้ำ (replicate) จะ



รูปที่ 2. ถังตกตะกอนแบบควบคุมชั้นตะกอน (superpulser) (Degremont Technologies, 2018)

ประกอบด้วยการทดลองทั้งหมด ab การทดลอง สำหรับการทดลองเชิงแฟกทอเรียลแบบสมบูรณ์ (full factorial design) และเมื่อปัจจัยที่เกี่ยวข้องถูกนำมาจัดให้อยู่ในรูปแบบของการออกแบบเชิงแฟกทอเรียล จะกล่าวได้ว่าปัจจัยเหล่านี้มีการไขว้ซึ่งกันและกัน ซึ่งมีรูปแบบทั่วไป คือ $A*B*C...$ แฟกทอเรียล รูปแบบของแผนการทดลองแบบแฟกทอเรียลที่สำคัญ เช่น การออกแบบการทดลองแบบ 2^k แฟกทอเรียล ใช้กับการทดลองหลายปัจจัยที่กำหนดระดับของปัจจัย 2 ระดับ ในปัจจัยทั้งหมด k ปัจจัย ส่วนการออกแบบการทดลองแบบ 3^k แฟกทอเรียล ใช้กับการทดลองหลายปัจจัยที่กำหนดระดับของปัจจัย 3 ระดับ ในปัจจัยทั้งหมด k ปัจจัย เป็นต้น

จากการศึกษางานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับการออกแบบการทดลองเชิงแฟกทอเรียล พบว่ามีการนำการออกแบบการทดลองดังกล่าว ไปใช้ในงานวิจัยจำนวนมาก ที่เกี่ยวข้องกับการเพิ่มประสิทธิภาพการผลิต การลดต้นทุนการผลิต รวมถึงการลดของเสียในกระบวนการ เช่น Suwanmanee (2006) ประยุกต์ใช้หลักการออกแบบการทดลองเพื่อหาค่าระดับปัจจัยที่เหมาะสมของการพ่นสีที่ทำให้เกิดของเสียสีเป็นผิวน้อยที่สุดในอุตสาหกรรมเฟอร์นิเจอร์ไม้ Tuamsee & Kengpol (2008) ประยุกต์ใช้หลักการออกแบบการทดลองเชิงแฟกทอเรียล 2^k เพื่อลดปริมาณงานเสียจากกระบวนการผลิตพลาสติกพีวีซีแผ่น Koonmee et al. (2014) ใช้การทดลองแบบแฟกทอเรียล 2^k ในการวิเคราะห์ส่วนผสมของคอนกรีตเพื่อลดต้นทุนการผลิตคอนกรีต เป็นต้น

นอกจากนี้ผู้วิจัยได้ศึกษาเอกสารที่เกี่ยวข้องกับการเพิ่มประสิทธิภาพของระบบถังตกตะกอนในกระบวนการผลิตน้ำประปา พบว่าในงานของ Chomsuwan & Ratana-arporn (2009) มีการศึกษาถึงแนวทางการเพิ่มประสิทธิภาพ โดยการกำจัดความขุ่นของถังตกตะกอนแบบมีชั้นตะกอน ในกระบวนการผลิตน้ำประปาด้วยวิธีทางสถิติ ซึ่งในส่วนแรกทำการศึกษหาปริมาณการใช้สารส้มในขั้นตอนการทำให้ น้ำดิบตกตะกอน ส่วนที่สองเป็นการศึกษาสภาวะที่เหมาะสมในการกำจัดความขุ่น โดยทำการค้นหาปัจจัยที่ส่งผลต่อการกำจัดความขุ่นด้วยการออกแบบการทดลองด้วยวิธีทางทฤษฎี ในงานของ Chooaprajong (2012) ได้ศึกษาการนำตะกอนสดจากถังตกตะกอนแบบ solids contact clarifier และตะกอนแห้งจากบ่อตกตะกอน (lagoon) ในกระบวนการผลิตน้ำประปากลับมาใช้ประโยชน์เป็นสารช่วยจับตะกอน (coagulant aid) โดยจะช่วยเพิ่มประสิทธิภาพในการตกตะกอนในช่วงฤดูแล้ง ซึ่งน้ำดิบมีค่าความขุ่นต่ำ Nopparat (2012) ศึกษาวิธีการลดน้ำสูญเสียของโรงงานผลิตน้ำสามเสน 4 ของการประปานครหลวง โดย

การเปลี่ยนระบบการทำงานจากการใช้พนักงานเป็นคนสังเกตดูความขุ่นของน้ำแล้วทำการตั้งเวลาสำหรับระบายตะกอนเพื่อปรับค่าความขุ่นให้อยู่ในเกณฑ์มาตรฐาน มาเป็นระบบการระบายตะกอนแบบอัตโนมัติ ด้วยการติดตั้งหัวเซนเซอร์สำหรับวัดค่าความขุ่นของบ่อตกตะกอนแล้วส่งผลไปยังอุปกรณ์ควบคุมการปิดเปิดประตูน้ำเพื่อสั่งให้ประตูน้ำเปิดจนกว่าค่าของความขุ่นอยู่ในเกณฑ์มาตรฐาน การที่ระบบอัตโนมัติจะสามารถลดน้ำสูญเสียได้ดีเพียงใดนั้นขึ้นอยู่กับตำแหน่งของหัววัดความขุ่น จึงทำการทดลองเพื่อเลือกหาตำแหน่งที่ติดตั้งหัววัดความขุ่นที่เหมาะสมที่สุดเพื่อให้การสูญเสียของระบบระบายตะกอนมีค่าน้อยที่สุด

จากการศึกษาเอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้องข้างต้นทำให้ผู้วิจัยมีความมั่นใจถึงความเป็นไปได้ในการนำวิธีการออกแบบการทดลองเชิงแฟคทอเรียลมาใช้กับกรณีศึกษา โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาปัจจัยและระดับของปัจจัยที่เหมาะสมในการควบคุมความเข้มข้นของตะกอนในถังตกตะกอนแบบควบคุมชั้นตะกอน เพื่อให้สามารถลดน้ำสูญเสียและลดปัญหาการอุดตันของระบบระบายตะกอนได้

วิธีการทดลอง

1. สภาพปัญหาและการวิเคราะห์เบื้องต้น

ในการผลิตน้ำประปา ตัวแปรนำเข้าที่สำคัญคือน้ำดิบ สิ่งที่ต้องพิจารณาลำดับแรกคือ ค่าความขุ่นของน้ำดิบในคลองประปา ซึ่งเป็นแหล่งน้ำดิบของโรงงานผลิตน้ำกรณีศึกษานี้ จากข้อมูลดังแสดงในตารางที่ 2 เห็นได้ว่าค่าความขุ่นของน้ำดิบในรอบปี สามารถจำแนกได้เป็น 3 ช่วง ค่าความขุ่นดังกล่าวมีหน่วยเป็น NTU (nephelometric turbidity unit)

ตารางที่ 2. ค่าความขุ่นโดยเฉลี่ยของน้ำดิบโรงงานกรณีศึกษาในช่วงเวลา 12 เดือน (พ.ศ. 2558 ถึง พ.ศ. 2560)

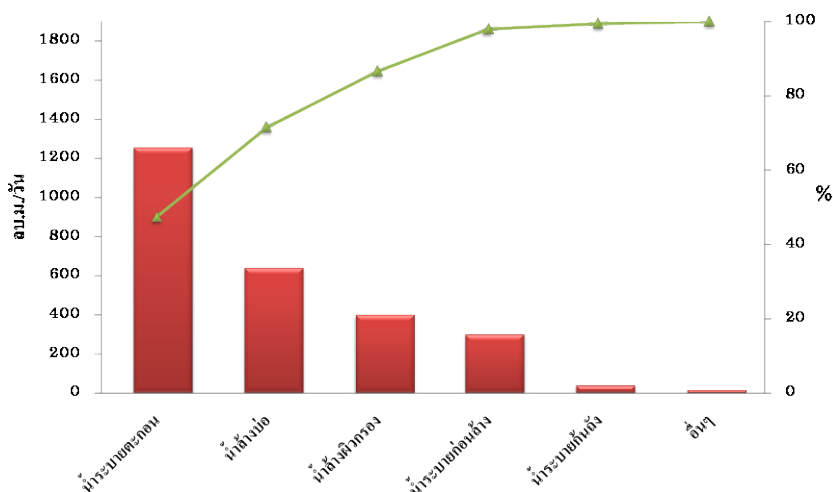
ช่วงที่	เดือน	ช่วงค่าความขุ่นของน้ำดิบ (NTU)
1	พฤศจิกายน ถึง พฤษภาคม	20-30 NTU
2	มิถุนายน ถึง กรกฎาคม	30-40 NTU
3	สิงหาคม ถึง ตุลาคม	40-50 NTU

From: Samsen water treatment plant, Metropolitan Waterworks Authority (personal contact)

ในงานวิจัยนี้ ได้ทำการศึกษาในช่วงเวลาที่มีค่าความขุ่นในน้ำดิบตามฤดูกาล ประมาณ 40-50 NTU นั่นคือประมาณช่วงเดือนสิงหาคมถึงเดือนตุลาคมของทุกปี ซึ่งอยู่ในฤดูฝนของประเทศไทยที่มีจำนวนน้ำดิบมากและเพียงพอต่อการเดินระบบ รวมทั้งน้ำดิบมีความขุ่นสูงสุด ดังนั้นผู้วิจัยจึงเลือกศึกษาระบบน้ำระบายตะกอนในช่วงเวลานี้ นอกเหนือจากคุณสมบัติค่าความขุ่นที่เป็นไปตามสภาพของน้ำดิบในแต่ละช่วงเวลาแล้ว คุณสมบัติอื่นๆ

ของน้ำดิบที่จะใช้ในการทดลอง เป็นไปตามมาตรฐานการควบคุมตามโครงการเฝ้าระวังคุณภาพน้ำแบบ real time (Metropolitan Waterworks Authority, 2018b)

หลังจากได้เก็บข้อมูลจุดที่น้ำดิบสูญเสียในช่วงดังกล่าว แล้วนำมาสร้างเป็นแผนภาพพายโรต ดังรูปที่ 3 พบว่าน้ำดิบมีการสูญเสียไปในหลายกระบวนการ โดยจุดน้ำระบายตะกอนเป็นจุดที่น้ำสูญเสียมากที่สุด

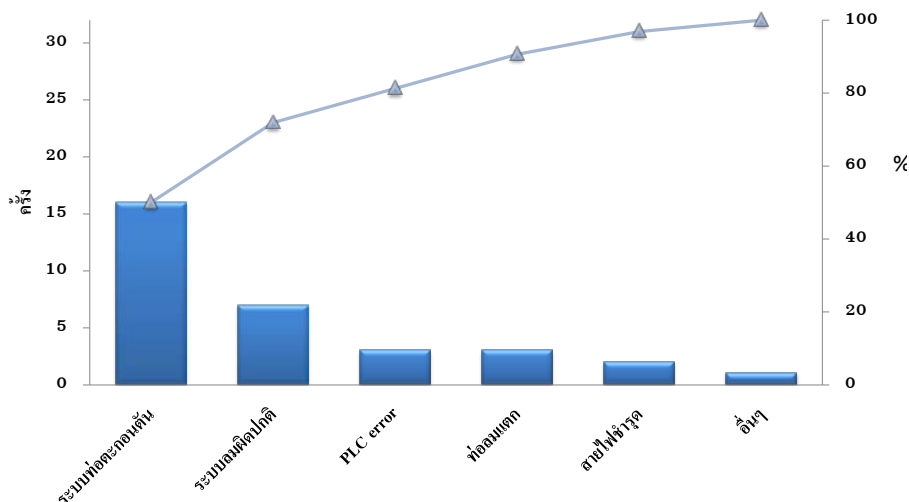


รูปที่ 3. แผนภาพพายโรตแสดงตำแหน่งและปริมาณน้ำสูญเสียต่อวัน โดยเฉลี่ยช่วงสิงหาคมถึงตุลาคม 2560

From: Samsen water treatment plant, Metropolitan Waterworks Authority (personal contact)

แต่อย่างไรก็ตาม การลดน้ำระบายตะกอนจะมีผลให้ความเข้มข้นของตะกอนสูงขึ้น ดังนั้นต้องคำนึงถึงความเข้มข้นของตะกอนให้เหมาะสมด้วย อธิบายได้ดังรูปที่ 4 ถึงปัญหาทางแรงจูงใจของระบบตกตะกอน ปัญหาที่มีจำนวนครั้งสูงสุดคือ ระบบที่ระบายตะกอนตัน สาเหตุส่วนใหญ่เกิดจากการที่ตะกอนมีความเข้มข้นสูงเกินไปและเกิดการอุดตันตามท่อหรือวาล์ว ผู้วิจัยจึงได้กำหนดตัวแปรผลตอบ (response variable) เป็นการควบคุมความเข้มข้นของตะกอนที่เหมาะสมไว้ที่ 70-80 % ตามมาตรฐานของการควบคุมระบบ (Laurent, 1995)

เบื้องต้นผู้วิจัยได้ใช้หลักการ why-why analysis เพื่อวิเคราะห์หาสาเหตุการที่ทำให้ความเข้มข้นของตะกอนต่ำเกินไป ซึ่งเป็นสาเหตุที่ทำให้เกิดน้ำสูญเสีย และสูงเกินไป ซึ่งเป็นสาเหตุของการเกิดปัญหาระบบตะกอนอุดตัน โดยการจัดประชุมระดมความคิดจากผู้มีประสบการณ์และเจ้าหน้าที่ประจำหน่วยงาน ตรวจสอบเหตุการณ์ปัญหาที่เกิดขึ้น ณ หน่วยงานจริงเพื่อยืนยันแนวคิดของทีมงาน ทำการวิเคราะห์บนพื้นฐานของความเป็นไปได้ โดยจากการวิเคราะห์พบว่า ปัญหาหลักมาจาก 2 สาเหตุหลักคือ อัตราการจ่ายสารส้มไม่เหมาะสม (สอดคล้องกับที่แสดงใน Chooprajong (2012) และอัตราการกระแทกน้ำไม่เหมาะสม



รูปที่ 4. แผนภาพพาร์โดแสดงปัญหางานแจ้งซ่อมระบบตกตะกอนช่วงสิงหาคมถึงตุลาคม 2560

From: Samsen water treatment plant, Metropolitan Waterworks Authority (personal contact)

2. การออกแบบการทดลอง

ผู้วิจัยได้ทำการทดลองในช่วงเดือนสิงหาคมถึงตุลาคม คำนวณค่าในขั้นตอนนี้ของทุกปีมีค่าความขุ่นโดยประมาณ 40 ถึง 50 NTU ดังนั้นค่าที่ได้จากการสรุปผลการวิจัยครั้งนี้ จึงใช้ได้สำหรับการเดินระบบที่น้ำดิบมีค่าความขุ่นในช่วงดังกล่าวและรวมถึงน้ำดิบมีค่า pH 5.0 ถึง 9.0 ถึงตกตะกอนที่ใช้ทำการทดลองมีกำลังการผลิต 50 ลูกบาศก์เมตรต่อชั่วโมงต่อหน่วย มีจำนวน 1 หน่วย มีเส้นผ่านศูนย์กลางของถัง 6.5 เมตร และมีความสูง 4.75 เมตร การควบคุมคุณภาพน้ำที่ออกจากถังตกตะกอนดังกล่าว จะต้องได้ดังนี้ ค่าความขุ่น (turbidity) 7 ± 3 NTU ค่า pH 6.5 ถึง 8.5 และค่าความเป็นด่าง (alkalinity) มากกว่า 50 มิลลิกรัมต่อลิตร (as CaCO_3)

สารส้มที่ใช้ในการทดลองเป็นสารส้มน้ำ 50% (W/W) โดยมีความเข้มข้นที่อัตราการจ่ายประมาณ 35 มิลลิกรัมต่อลิตร มีค่าความถ่วงจำเพาะ 1.2 อัตราการไหลของน้ำดิบประมาณ 50 ลูกบาศก์เมตรต่อชั่วโมง

ตัวแปรอิสระ ได้แก่ ปัจจัย (factor) ที่นำมาทำการออกแบบการทดลอง เป็นปัจจัยที่ส่งผลกระทบต่อค่าความเข้มข้นของตะกอน จำนวน 2 ปัจจัย ได้แก่ อัตราการจ่ายสารส้ม และอัตราการกระแทกน้ำ โดยได้กำหนดค่าของปัจจัยไว้ 3 ระดับ (level) ซึ่งได้ข้อมูลอ้างอิงมาจากระบวนการควบคุมที่ใช้อยู่ของกรณีศึกษา เป็นตัวแปรอิสระในการทดลอง ดังนี้

- ปัจจัยอัตราการจ่ายสารส้ม (Factor A) มี 3 ระดับ คือ 60, 100 และ 140 ลิตรต่อชั่วโมง
- ปัจจัยอัตราการกระแทกน้ำ (Factor B) มี 3 ระดับ คือ 30, 60 และ 90 ครั้งต่อชั่วโมง

ตัวแปรตามสำหรับงานวิจัยนี้ คือ ตัวแปรตอบสนอง (response variable) ในการทดลอง ได้แก่ค่าความเข้มข้นของตะกอนที่เปลี่ยนไปในแต่ละการทดลอง โดยผู้วิจัยได้ทำการทดลองโดยใช้วิธีออกแบบการทดลองแบบ full factorial design เพื่อศึกษาผลกระทบหลักและผลกระทบร่วมของปัจจัย การทดลองนี้เป็นการทดลองแบบไม่สุ่ม เนื่องจากต้องเก็บตัวอย่างเป็นรอบๆ ของการปรับอัตราการจ่ายสารส้ม เพื่อหลีกเลี่ยงผลจากความเข้มข้นของสารส้มที่สูงยังค้างอยู่ในระบบ โดยทำการทดลองซ้ำ 3 ครั้ง เพื่อเพิ่มความน่าเชื่อถือให้กับผลการทดลองและเป็นการลดความน่าจะเป็นที่จะเกิดความผิดพลาดแบบที่ 2 (type II error: β) โดยรวมแล้วผู้วิจัยได้ทำการทดลองทั้งสิ้น $3 \times 3 \times 3$ รวมเป็น 27 หน่วยการทดลอง

3. วิธีดำเนินการทดลอง

ดำเนินการทดลองและเก็บรวบรวมข้อมูลในการทดลอง (อ้างอิงการทดสอบตาม Laurent, 1995) ดังนี้ เริ่มต้นด้วยการวัดค่าความขุ่นของน้ำดิบที่ถังพักด้วยเครื่อง turbidity meter หลังจากนั้น ทำการปรับอัตราการจ่ายสารส้ม และปรับอัตราการกระแทกน้ำตามปัจจัยและระดับที่ใช้ในการทดลอง การปรับอัตราการจ่ายสารส้ม ใช้วิธีปรับที่เครื่องจ่ายเป็น stroke และการปรับอัตราการกระแทกน้ำ ใช้วิธีปรับที่ timer ให้สอดคล้องกับค่าระดับของปัจจัยที่ต้องการ หลังจากการปรับค่าของระบบแต่ละการทดลอง จะปล่อยให้ระบบทำงานประมาณ 40 นาที เพื่อให้แน่ใจว่าสารเคมีได้ทำปฏิกิริยากับน้ำดิบโดยสมบูรณ์แล้ว หลังจากนั้นจะทำการเก็บตัวอย่างน้ำระบายนตะกอนที่ท่อสำหรับเก็บตัวอย่าง และนำตัวอย่างน้ำระบายนตะกอนที่ได้มาเทใส่กระบอกตวงให้ได้ปริมาณ 1,000 มิลลิลิตร แล้วทิ้งไว้ 20 นาที เพื่อให้ตะกอนในน้ำเกิดการแยกตัวระหว่างน้ำสะอาดกับตะกอน (ดังรูปที่ 5) ทำการอ่านค่าของตะกอนที่ได้แล้วนำไปบันทึกผล โดยการอ่านค่าจะอ่านจากจุดสูงสุดที่ตะกอนแยกตัวกับน้ำสะอาด ทำการปรับค่าปัจจัยและระดับของปัจจัยและทำการทดลองซ้ำจนครบ 27 หน่วยการทดลอง



รูปที่ 5. การแยกตัวของน้ำและตะกอนจากการเก็บตัวอย่างน้ำระบายนตะกอน 1,000 มิลลิลิตร

ผลและวิจารณ์ผลการทดลอง

ผลการทดลองที่ได้จากการทดลองจำนวน 27 หน่วยการทดลอง แสดงผลดังตารางที่ 3 จะเห็นว่าค่าของความเข้มข้นตะกอนที่ได้จากการทดลองมีค่าตั้งแต่ 40% (V/V) ถึง 92% (V/V) โดยค่าควบคุมในระบบตามมาตรฐานการควบคุม (Laurent, 1995) จะใช้ค่าอ้างอิงที่ 70% (V/V) ถึง 80% (V/V) พบว่าจากผลการทดลองมีเพียง 8 ค่าใน 27 ค่าที่อยู่ในค่าควบคุมดังกล่าว ในขั้นตอนต่อไปผู้วิจัยจะต้องนำผลการทดลองทั้งหมดนี้มาดำเนินการวิเคราะห์ข้อมูลและออกแบบค่าควบคุม ตามแนวทางในการออกแบบการทดลองเชิงแฟคทอเรียล (Montgomery, 2009)

1. การตรวจสอบความถูกต้องของรูปแบบการทดลอง

ในขั้นตอนนี้จะนำผลการทดลองที่ได้จากตารางที่ 3 มาทำการตรวจสอบความถูกต้องด้วยโปรแกรมทางสถิติ Minitab release 16 (Minitab Inc., 2015) การตรวจสอบความถูกต้องของรูปแบบการทดลองเป็นการตรวจสอบความน่าเชื่อถือของข้อมูลโดยดูจากรูปแบบของส่วนตกค้าง (residuals) จะต้องมีการแจกแจงแบบปกติ เป็นอิสระต่อกัน และความแปรปรวนมีค่าคงที่ ดังที่ได้ดำเนินการใน Tuamsee & Kengpol (2008) และ Koonmee et al. (2014) จึงจะสามารถเชื่อถือได้ว่าผลการทดลองมีความถูกต้อง

ตารางที่ 3. รูปแบบการทดลองและผลการทดลอง

A (L/hr)	B (times/hr)	ตะกอนในน้ำระบายตะกอน (%)		
		ครั้งที่ 1	ครั้งที่ 2	ครั้งที่ 3
60	30	44	46	40
60	60	63	65	60
60	90	78	74	72
100	30	45	42	47
100	60	72	75	68
100	90	89	90	92
140	30	45	49	47
140	60	72	65	65
140	90	81	78	72

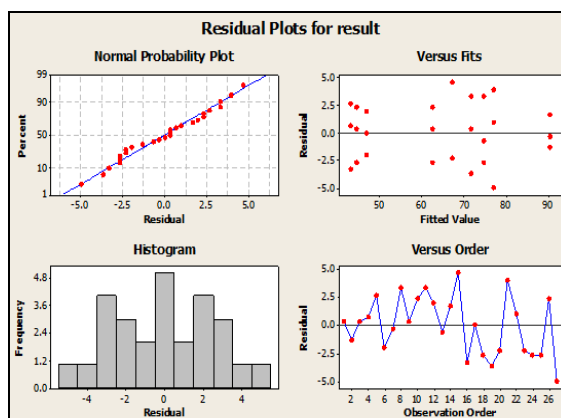
หมายเหตุ: ปัจจัย A คือ อัตราการจ่ายสารส้ม (ลิตรต่อชั่วโมง)

ปัจจัย B คือ อัตราการกระแทกน้ำ (ครั้งต่อชั่วโมง)

จากรูปที่ 6 ลักษณะจุดของค่าส่วนตกค้าง (residuals) บนกราฟมีการกระจายตามแนวเส้นตรงเป็นปกติ และฮิสโตแกรม (histogram) มีความสมมาตร ทำให้สรุปได้ว่า ค่าส่วนตกค้างมีการแจกแจงแบบปกติ เมื่อพิจารณา

กราฟระหว่างค่าส่วนตกค้างกับค่าประมาณบนเส้นถดถอย พบว่าการกระจายตัวของค่าส่วนตกค้างมีลักษณะแบบสุ่ม จึงสรุปได้ว่าค่าส่วนตกค้างมีการกระจายตัวแบบอิสระไม่ขึ้นกับค่าประมาณบนเส้นถดถอยและการกระจายตัวทั้ง ด้านบวกและด้านลบใกล้เคียงกัน ช่วงกว้างของข้อมูลค่อนข้างคงที่ และไม่พบว่ารูปแบบการกระจายตัวของค่าส่วน ตกค้างมีลักษณะเป็นแนวโน้มแต่อย่างใด จึงสรุปว่าข้อมูลมีความเสถียรของความแปรปรวน เมื่อพิจารณากราฟ ระหว่างค่าส่วนตกค้างกับลำดับการทดลอง พบว่ากราฟมีลักษณะที่ไม่สามารถคาดเดาทิศทางหรือแนวโน้มได้ จึง สรุปได้ว่าค่าส่วนตกค้างมีความอิสระต่อกัน

ดังนั้นจึงสามารถสรุปได้ว่าข้อมูลการทดลองชุดนี้มีความถูกต้องและมีความน่าเชื่อถือ สามารถนำข้อมูล ดังกล่าวไปทำการวิเคราะห์ความแปรปรวนในขั้นต่อไปได้



รูปที่ 6. Residual plots ของผลการทดลอง

2. การวิเคราะห์ความแปรปรวน

หลังจากตรวจสอบคุณสมบัติของข้อมูลเรียบร้อยแล้ว จะทำการวิเคราะห์เพื่อยืนยันสมมติฐานว่าปัจจัยหลัก และปัจจัยร่วม มีผลต่อค่าความเข้มข้นของตะกอนอย่างมีนัยสำคัญหรือไม่ ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวน (ANOVA) ตามแนวทางการวิเคราะห์ความแปรปรวนของการทดลองเชิงแฟคทอเรียล (Tuammee & Kengpol, 2008; Koonmee et al., 2014)

จากรูปที่ 7 แสดงผลการวิเคราะห์ความแปรปรวน พบว่าเมื่อพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจ R^2 มีค่า เท่ากับ 97.35% ถือว่าเป็นค่าที่สูงแสดงว่าข้อมูลมีความเหมาะสมต่อการสร้างสมการถดถอยได้ และค่า R^2 มีค่า ใกล้เคียงกับ $R^2(\text{adj})$ แสดงว่าข้อมูลที่น่ามาใช้ในการสร้างความสัมพันธ์มีค่าเพียงพอ เมื่อพิจารณาปัจจัยหลักคือ อัตราการจ่ายสารส้ม (A) และอัตราการกระแทกน้ำ (B) สามารถสรุปได้ว่ามีอิทธิพลต่อค่าความเข้มข้นของตะกอน อย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 ($p < 0.05$) และปัจจัยร่วมคือ อัตราการจ่ายสารส้มร่วมกับอัตราการกระแทกน้ำ ($A*B$)

ก็มีอิทธิพลต่อค่าความเข้มข้นของตะกอน อย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.05 ($p < 0.05$)

Analysis of Variance for result, Using Adjusted SS for Tests						
Source	DF	Seq SS	Adj SS	Adj MS	F	P
Alum (A)	2	341.63	341.63	170.81	17.60	0.000
Pul (B)	2	5840.07	5840.07	2920.04	300.92	0.000
Alum*Pul (A*B)	4	229.26	229.26	57.31	5.91	0.003
Error	18	174.67	174.67	9.7		
Total	26	6585.63				
S = 3.11508 R-Sq. = 97.35% R-Sq.(adj) = 96.17%						

รูปที่ 7. ภาพแสดงผลการวิเคราะห์ความแปรปรวน

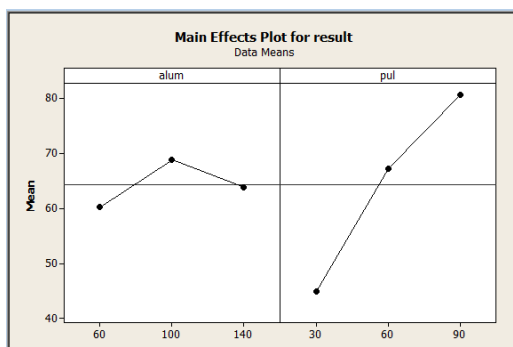
3. การหาค่าที่เหมาะสมที่สุดของปัจจัย

เมื่อตรวจสอบความสัมพันธ์ของอิทธิพลหลักจาก 2 ปัจจัย ดังรูปที่ 8 พบว่า อัตราการจ่ายสารส้มมีผลความเข้มข้นของน้ำระบายตะกอน [สอดคล้องกับการทดลองของ Chooprajong (2012)] ยิ่งปรับอัตราการจ่ายสารส้มมากก็ จะทำให้ความเข้มข้นของน้ำระบายตะกอนเพิ่มขึ้น แต่ถ้าอัตราการจ่ายเกิน 100 ลิตร/ชม. จะทำให้ ความเข้มข้นของ น้ำระบายตะกอนลดลง ในขณะที่อัตราการกระแทกน้ำ ยิ่งปรับให้อัตราการกระแทกน้ำสูง จะทำให้ความเข้มข้นของ น้ำระบายตะกอนสูงขึ้นด้วย

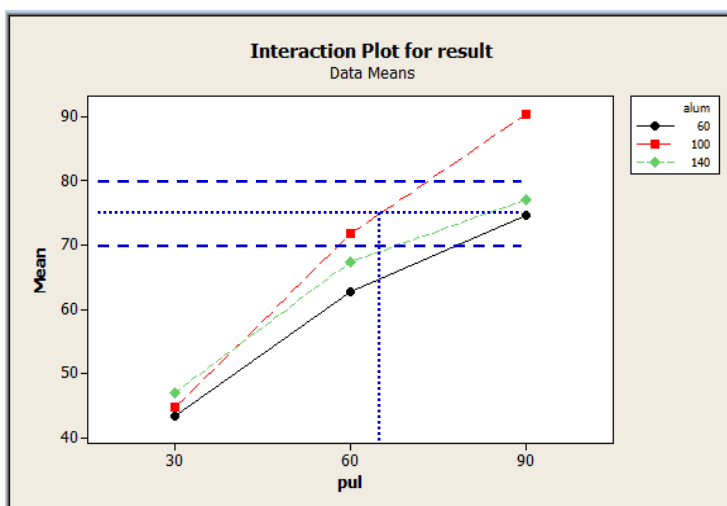
เมื่อตรวจสอบอิทธิพลของปัจจัยร่วมต่อความเข้มข้นของน้ำระบายตะกอน พบว่าปัจจัยร่วมระหว่างอัตรา การจ่ายสารส้มและอัตราการกระแทกน้ำมีผลต่อความเข้มข้นของน้ำระบายตะกอนอย่างมีนัยสำคัญ โดยสังเกตการ เปรียบเทียบของกราฟที่มีค่าความชัน ไม่เท่ากัน ยกตัวอย่างเช่น อัตราการกระแทกน้ำ 30 ครั้ง/ชม.และอัตราการจ่าย สารส้ม 140 ลิตร/ชม. มีผลต่อความเข้มข้นของน้ำระบายตะกอนมากกว่าอัตราการกระแทกน้ำ 30 ครั้ง/ชม.และอัตรา การจ่ายสารส้ม 100 ลิตร/ชม. แต่อัตราการกระแทกน้ำ 60 ครั้ง/ชม.และอัตราการจ่ายสารส้ม 140 ลิตร/ชม.ผลต่อ ความเข้มข้นของน้ำระบายตะกอนน้อยกว่าอัตราการกระแทกน้ำ 60 ครั้ง/ชม. และอัตราการจ่ายสารส้ม 100 ลิตร/ชม. เป็นต้น เมื่อพิจารณากราฟอิทธิพลจากปัจจัยหลัก และกราฟอิทธิพลร่วมของทั้ง 2 ปัจจัยหลัก จะสามารถนำไปใช้ เป็นแนวทางในการปรับอัตราการจ่ายสารส้มกับอัตราการกระแทกน้ำที่เหมาะสมต่อไป

ความต้องการควบคุมความเข้มข้นของตะกอนที่ค่า 70-80% สามารถปรับกระบวนการโดยดูค่าระดับของ ปัจจัยที่เหมาะสมได้จากกราฟแสดงอิทธิพลร่วมของ 2 ปัจจัยหลัก จากรูปที่ 9 ผู้วิจัยได้ทำการวิเคราะห์โดยทำการ ลากเส้นจากแกน Y เพื่อหาจุดตัดจะได้ว่า เส้นอัตราการจ่ายสารส้ม (alum) 100 มีความชันที่ตัดกับค่าความเข้มข้น ของตะกอนทั้ง 70% , 75% และ 80% เมื่อลากเส้นจากจุดตัดที่ 75% ลงมาตัดแกน X จะได้ค่าอัตราการกระแทกน้ำ

(pul) 65 จึงเลือกค่า alum 100 และ ค่า pul 65 สำหรับนำไปใช้เป็นค่าปรับอัตราการจ่ายสารส้มและอัตราการกระแทกน้ำตามลำดับ แล้วเก็บข้อมูลเพื่อทดสอบความสามารถของกระบวนการต่อไป



รูปที่ 8. กราฟแสดงอิทธิพลของปัจจัยหลักต่อความเข้มข้นของน้ำระบายตะกอน



รูปที่ 9. แสดงอิทธิพลร่วมของ 2 ปัจจัยหลักต่อความเข้มข้นของน้ำระบายตะกอน

4. การตรวจสอบความสามารถของกระบวนการเพื่อยืนยันผลการวิจัย

การทดสอบยืนยันผลการวิจัย เป็นการทดสอบเพื่อยืนยันผลสรุปของค่าปัจจัยนำเข้าที่สำคัญทั้ง 2 ปัจจัย จากที่ได้กำหนดไว้ นั่นคือ จะทำการปรับค่าปัจจัยนำเข้าที่สำคัญทั้ง 2 ปัจจัย ตามค่าที่ได้กำหนดไว้คือ ค่าอัตราการจัดสารส้ม 100 ลิตรต่อชม. และค่าอัตราการกระแทกน้ำ 65 ครั้งต่อชม. และได้เก็บตัวอย่างผลของน้ำระบายตะกอน

มา 30 ตัวอย่าง ดังแสดงผลในตารางที่ 4 [ตามแนวทางการยืนยันผลที่สอดคล้องกับ Tuammee & Kengpol (2008)] และเมื่อนำมาวิเคราะห์ ด้วยโปรแกรมทางสถิติ Minitab release 16 (Minitab Inc., 2015) ผลการทดลองที่ได้พบว่า ค่า $C_p = 1.21$, $C_{pk} = 1.08$ ซึ่งมีค่ามากกว่า 1 ทั้งคู่ จึงสรุปได้ว่ากระบวนการมีความสามารถที่จะดำเนินการซ้ำๆ ต่อไป ได้โดยผลจากกระบวนการจะอยู่ในค่าควบคุม ดังรูปที่ 10 แสดงความสามารถของกระบวนการควบคุมความเข้มข้น น้ำระบายตะกอน

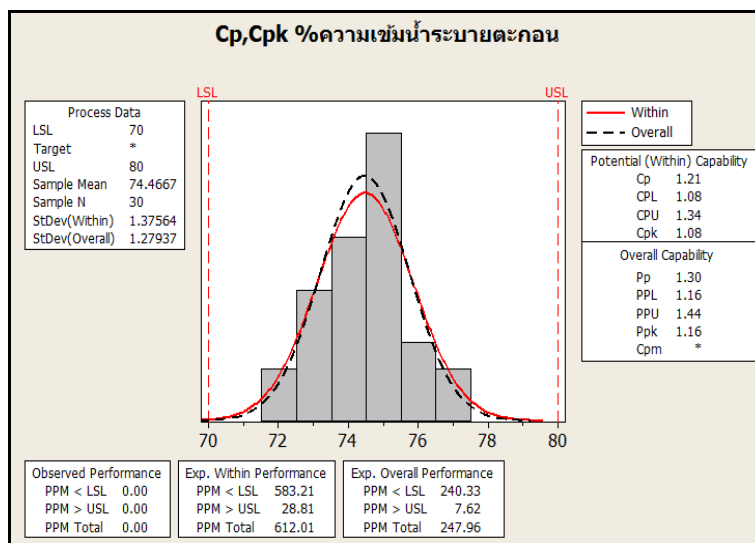
ตารางที่ 4. ผลการเก็บค่า %น้ำระบายตะกอนจำนวน 30 ตัวอย่าง

ครั้งที่	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
%น้ำระบายตะกอน	76	75	74	76	75	74	75	77	73	76
ครั้งที่	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
%น้ำระบายตะกอน	75	74	73	73	74	72	75	73	75	75
ครั้งที่	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
%น้ำระบายตะกอน	74	74	77	73	75	75	75	74	72	75

สรุปผลการทดลอง

จากการเดินระบบในรูปแบบเดิม พนักงานผู้ควบคุมระบบมีการปรับตั้งค่าต่างๆ ไว้คงที่และเมื่อน้ำดิบมีความขุ่นมากขึ้น (หรือน้อยลง) ส่งผลให้ตะกอนมีความเข้มข้นสูง (หรือต่ำ) เกินไป ก็จะปรับอัตราการจ่ายสารส้ม และหรือปรับอัตราการกระแทกน้ำให้มีค่าเพิ่มขึ้น (หรือลดลง) จนกว่าจะได้ความเข้มข้นของตะกอนอยู่ในช่วงประมาณ 70% ถึง 80% โดยใช้ประสบการณ์ส่วนบุคคล นอกจากนี้หากใช้เวลาปรับระบบนานเกินไปอาจเกิดปัญหาอุดตันจนระบบผลิตหยุดทำงาน การเกิดน้ำสูญเสียมากขึ้นเรื่อยๆ อาจส่งผลถึงปริมาณน้ำประปาที่ผลิตได้ในบางช่วงเวลาได้ปริมาณลดลง เมื่อเปรียบเทียบรูปแบบเดิมกับผลการทดลองในงานวิจัยนี้ พบว่าปัจจัยที่มีผลต่อค่าความเข้มข้นของตะกอนคือ อัตราการจ่ายสารส้ม อัตราการกระแทกน้ำและปัจจัยร่วมระหว่างอัตราการจ่ายสารส้มร่วมกับอัตราการกระแทกน้ำ สามารถกำหนดระดับปัจจัยที่เหมาะสมในการควบคุมกระบวนการได้คือ ใช้อัตราการจ่ายสารส้ม 100 ลิตร/ชั่วโมง และอัตราการกระแทกน้ำ 65 ครั้ง/ชั่วโมง เมื่อนำค่าควบคุมดังกล่าวไปทดลองใช้ในระบบการผลิตจริงของโรงงานผลิตน้ำกรณศึกษา และเก็บข้อมูลการดำเนินงานเป็นเวลาหนึ่งไตรมาส จากช่วงค่าความขุ่นของน้ำดิบที่เท่ากันคือ 40-50 NTU พบว่าสามารถลดน้ำสูญเสียลงได้ 38% หรือคิดเป็น 4,100 ลูกบาศก์เมตรต่อเดือน คิดเป็นการลดต้นทุนการผลิตได้ 8,300 บาทต่อเดือน และสามารถลดปัญหาทางซ่อมที่เกี่ยวข้องกับระบบท่อตะกอนอุดตันได้ 100% คือจากเดิมมีการแจ้งซ่อมจากปัญหาดังกล่าวเฉลี่ย 2.7 ครั้งต่อเดือน ภายหลังการกำหนดค่า

ควบคุมปัจจัย พบว่าไม่มีการแจ้งซ่อมอันเนื่องมาจากปัญหาระบบท่อตะกอนอุดตัน



รูปที่ 10. แสดงความสามารถของกระบวนการควบคุมความเข้มข้นน้ำระบายตะกอน

จากการศึกษาเปรียบเทียบกับงานของ Chomsuwan & Ratana-arporn (2009) ซึ่งเป็นการออกแบบการทดลองทางสถิติเพื่อเพิ่มประสิทธิภาพการกำจัดความขุ่นของน้ำดิบในระบบ 3 เฟสที่ประกอบด้วยถังตกตะกอนแบบมีชั้นตะกอน 4 หน่วยและถังตกตะกอนแบบหมุนเวียนชั้นตะกอน 2 หน่วย พบความแตกต่างจากงานวิจัยนี้ที่เน้นการศึกษาการควบคุมการผลิตในระบบย่อยที่มีถังตกตะกอนแบบมีชั้นตะกอนจำนวน 1 หน่วยในเฟสที่ 1 เท่านั้น นอกจากนี้ ในงานดังกล่าวมีการสรุปผลการศึกษาค่าประมาณทางสถิติของปริมาณสารส้มที่ใช้กับแต่ละช่วงค่าความขุ่นของน้ำดิบตั้งแต่ 10-100 NTU แต่พบว่ารูปแบบของสารส้มที่เดิมเข้าสู่ระบบเป็นคนละแบบกับงานวิจัยนี้ งานวิจัยนี้ทำการศึกษาเฉพาะช่วงค่าความขุ่นของน้ำดิบ ที่ 40-50 NTU ซึ่งถือเป็นค่าความขุ่นที่สูงและการควบคุมระบบทำได้ค่อนข้างยาก การกำหนดค่าของปัจจัยเพื่อควบคุมค่าเปอร์เซ็นต์ความเข้มข้นของน้ำระบายตะกอน ในที่นี้คืออัตราการใช้สารส้มที่ 100 ลิตร/ชม. และอัตราการกระแทกน้ำที่ 65 ครั้ง/ชม. นั้น การที่จะทำให้ระบบหรือกระบวนการดำเนินไปอย่างปกติได้ ผู้ควบคุมกระบวนการจำเป็นต้องควบคุมปัจจัยอื่นๆ ที่อาจมีผลต่อความเข้มข้นน้ำระบายตะกอนให้อยู่ในสภาวะคงที่ เพื่อไม่ให้ส่งผลกระทบต่อกระบวนการ เช่น ช่วงของค่าความขุ่นน้ำดิบ ค่า pH ของน้ำดิบ เป็นต้น จึงจำเป็นต้องมีการออกแบบการทดลองเพิ่มเติมเพื่อหาค่าของปัจจัยที่เหมาะสมในสภาวะความขุ่นน้ำดิบที่แตกต่างไปตามฤดูกาลและแหล่งน้ำต่อไป

กิตติกรรมประกาศ

ผู้วิจัยขอขอบคุณ เจ้าหน้าที่ส่วนควบคุมการผลิตน้ำ 4 กองผลิตและจำหน่าย ฝ่ายโรงงานผลิตน้ำสามเสน การประปานครหลวง ที่ได้ให้ความอนุเคราะห์ในการใช้เครื่องมือและให้คำแนะนำที่เป็นประโยชน์ต่องานวิจัยนี้จนสำเร็จลุล่วงไปได้ด้วยดี

เอกสารอ้างอิง

- Chomsuwan, C. & Ratana-arporn, L. (2009). *Improvement turbidity removal efficiency of clarifier in water treatment process of water treatment plant*. pp. 650-658. In the 47th Kasetsart University Annual Conference: Architecture and Engineering, 17-20 March 2009, Kasetsart University, Bangkok. (in Thai)
- Chooprajong, T. (2012). *Recycle of sludge from water supply treatment system for using as coagulant aid and reducing of alum dose* (Master thesis) Department of Environmental Engineering, Faculty of Engineering, Kasetsart University, Bangkok. (in Thai)
- Degremont Technologies. (2018). *Separation technology: superpulsator*. Retrieved September 19, 2018, from <http://www.degremont-technologies.com/SUPERPULSATOR-R>
- Koonmee, P., Songserm, W. & Wuttiornpun, C. (2014). The use of granular blast furnace slag in concrete manufacturing: statistical analysis. *The Journal of King Mongkut's University of Technology North Bangkok*, 24(1), 103-110. (in Thai)
- Laurent, S. (1995). *Manual of Samsan1 Water Treatment Plant*. Contract No.G-SS-1A, Bangkok, Thailand: Itathai Industrial Degremont Aquathai.
- Minitab Inc. (2015). *Minitab 16 Statistical Software*. Bangkok, Thailand: Solution Center Co., Ltd. (in Thai)
- Montgomery, D. C. (2009). *Design and Analysis of Experiments* (7th ed.). New York: John Wiley & Sons Inc.
- Metropolitan Waterworks Authority. (2018a). *Performance statistics and operation highlights of Metropolitan Waterworks Authority*. Retrieved September 19, 2018, from https://www.mwa.co.th/ewtadmin/ewt/mwa_internet_eng/ewt_news.php?nid=97
- Metropolitan Waterworks Authority. (2018b). *Real time water quality of Metropolitan Waterworks Authority*. Retrieved September 19, 2018, from <http://twqonline.mwa.co.th/EN/map.php?type=>
- Nopparat, P. (2012). *Improvement of side-drain equipment for water loss reduction case study of Samsen 4 water plant* (Master thesis) Department of Industrial Engineering Technology, College of Industrial Technology, King Mongkut's University of Technology North Bangkok, Bangkok. (in Thai)

- Suwanmanee, P. (2006). *The study of suitable factors in painting process by design of experiment case study: The furniture industry* (Master thesis) Department of Industrial Engineering, Faculty of Engineering, King Mongkut's University of Technology North Bangkok, Bangkok. (in Thai)
- Tuamdee, S. & Kengpol, A. (2008). Defect reduction in plastic sheet process: Applying the design of experiments; A company case study in plastic industry. *The Journal of King Mongkut's University of Technology North Bangkok*, 18(3), 80-89. (in Thai)
- Udomsinrot, K. (1993). *Wastewater Engineering*. Bangkok: Mittr Nara Karnpim Limited Partnership. (in Thai)

Research Article

ตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากรที่ปรับปรุงโดยใช้อัตราส่วนร่วมกับ ผลคูณแบบคู่กันสำหรับการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิ ภายหลังการสุ่ม

An improved estimator of population mean using dual to ratio-cum-product for post-stratified sampling

จิตรานนท์ วรรณพงศ์ ^{1*} และ สุพรรณณี อึ้งปัญญัตตวงศ์ ²

Jittranon Wannapong ^{1*} and Supunnee Ungpansattawong ²

¹สาขาสถิติประยุกต์ ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น อำเภอเมือง จังหวัดขอนแก่น 40002

Division of Applied Statistics, Department of Statistics, Faculty of Science, Khon Kaen University, Muang, Khon Kaen 40002

²ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น อำเภอเมือง จังหวัดขอนแก่น 40002

Department of Statistics, Faculty of Science, Khon Kaen University, Muang, Khon Kaen 40002

*E-mail: w.jittranon@gmail.com

Received: 05/09/2018; Accepted: 11/12/2018

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อนำเสนอตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากร โดยใช้อัตราส่วนร่วมกับผลคูณแบบคู่กันสำหรับการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่มซึ่งปรับปรุงมาจากตัวประมาณของ Singh et al. (2005) พร้อมทั้งหาค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (mean square error: MSE) ของตัวประมาณที่นำเสนอ และทำการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวประมาณที่นำเสนอกับตัวประมาณแบบอัตราส่วนร่วมกับผลคูณของ Tailor et al. (2016) โดยใช้ค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยและค่าประสิทธิภาพสัมพัทธ์ ผลการวิจัยพบว่า ตัวประมาณที่นำเสนอมีประสิทธิภาพสูงกว่าตัวประมาณแบบอัตราส่วนร่วมกับผลคูณของ Tailor et al. (2016) อย่างมีนัยสำคัญและผลการศึกษาเชิงทฤษฎีของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยแสดงให้เห็นจริงโดยการคำนวณเชิงตัวเลข

คำสำคัญ: การเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม, ค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย, ค่าประสิทธิภาพสัมพัทธ์, ตัวประมาณอัตราส่วนร่วมกับผลคูณแบบคู่กัน

Abstract

The aim of research was to propose the estimator of population mean using dual to ratio cum product for post-stratified sampling. This proposed estimator was modified from the estimator of Singh et al. (2005). Mean squared error of the proposed estimator was obtained. The efficiency of this proposed estimator was compared with ratio cum product estimator by Tailor et al. (2016) on the basis of mean squared error and relative efficiency. The results revealed that the proposed estimator was more efficient than ratio cum product estimator by Tailor et al. (2016). In additions, the theoretical of mean square error of the estimator were illustrated with numerical computation.

Keywords: post-stratification, mean squared error, relative efficiency, dual to ratio cum product estimator

บทนำ

ในการศึกษาและการวิจัยเชิงสำรวจ ผู้วิจัยต้องทำการเก็บรวบรวมข้อมูลของประชากรจากประชากรเป้าหมาย ในกรณีที่ไม้อาจศึกษาประชากรได้ทั้งหมดจะต้องทำกรอบตัวอย่างในการสุ่มตัวอย่างเพื่อหาตัวแทนที่ดี ซึ่งการที่จะได้ตัวแทนที่ดีของประชากรนั้น ต้องอาศัยวิธีการทางสถิติที่เรียกว่า เทคนิคการเลือกตัวอย่าง (sampling techniques) เข้ามาช่วยเพื่อให้ได้ตัวอย่างที่เป็นตัวแทนที่ดีของประชากรมากที่สุด

เมื่อพิจารณาการสุ่มตัวอย่างขนาด n จากประชากรขนาด N ด้วยวิธีการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบง่ายแบบไม่ใส่คืน เมื่อต้องการประมาณค่าเฉลี่ยประชากร ($\bar{Y}$) ของตัวแปร y ที่สนใจศึกษา ตัวประมาณที่ใช้ประมาณค่าเฉลี่ย

ประชากรคือ $\bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{n}$ ซึ่งเป็นตัวประมาณไม่เอนเอียง (unbiased estimator) ของ $\bar{Y}$ โดยตัวประมาณ ดังกล่าวมี

ความแปรปรวน คือ $V(\bar{y}) = (1-f) \frac{S^2}{n}$ โดยที่ $f = \frac{n}{N}$ คือ สัดส่วนตัวอย่าง (sample fraction)

ในบางสถานการณ์ เราอาจไม่มีจุดประสงค์ที่จะทำการศึกษาคูณลักษณะตามกลุ่มของตัวแปรที่สนใจศึกษา จึงไม่ได้แบ่งประชากรออกเป็นชั้นภูมิก่อนที่จะทำการเลือกตัวอย่างจากประชากร เช่น ในการสำรวจประชากรกลุ่มหนึ่ง เราต้องการศึกษาคูณสมบัติบางประการของประชากรทั้งหมด โดยการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบง่ายแบบไม่ใส่คืน มา n หน่วย จากประชากรขนาด N หน่วย แล้วจึงเกิดประเด็นที่ต้องศึกษาแยกกลุ่มลงไปอีก จึงต้องนำหน่วยตัวอย่างขนาด n หน่วย ที่สุ่มมาได้นี้ มาแบ่งออกเป็นชั้นภูมิต่างๆ L ชั้นภูมิ ตามตัวแปรที่สนใจศึกษา เช่น เพศ การศึกษา เป็นต้น วิธีนี้ เรียกว่า การเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม (post-stratified sampling)

เมื่อทำการเก็บรวบรวมข้อมูลจากตัวอย่างซึ่งเป็นส่วนหนึ่งของประชากร โดยวิธีการเลือกตัวอย่างแล้ว ตัวประมาณ (estimator) ถือเป็นสิ่งสำคัญสำหรับการวิเคราะห์และสรุปผลไปยังคุณลักษณะของประชากรที่สนใจ

ศึกษา ซึ่งคุณลักษณะต่าง ๆ ของประชากร เรียกว่า พารามิเตอร์ (parameter) ได้แก่ ขอบรวมประชากร ค่าเฉลี่ยประชากร สัดส่วนประชากร และความแปรปรวนของประชากร เป็นต้น

การประมาณค่าเฉลี่ยประชากรในรูปแบบหนึ่ง คือ การนำตัวแปรช่วย x เข้ามาช่วยเพิ่มประสิทธิภาพในการประมาณค่าเฉลี่ยประชากรให้ดียิ่งขึ้น โดยตัวแปรช่วย x ต้องมีความสัมพันธ์กับตัวแปร y ที่สนใจศึกษา ในทิศทางเดียวกัน ตัวประมาณดังกล่าวเรียกว่า ตัวประมาณแบบอัตราส่วน (ratio estimator) แทนสัญลักษณ์ด้วย $\bar{y}_R$ โดยมีรูปแบบดังนี้ (Suwattee, 2011)

$$\bar{y}_R = \bar{y} \frac{\bar{X}}{\bar{x}}$$

แต่ถ้าตัวแปรช่วย x มีความสัมพันธ์กับตัวแปร y ที่สนใจศึกษา ในทิศทางตรงกันข้าม ตัวประมาณดังกล่าวเรียกว่า ตัวประมาณแบบผลคูณ (product estimator) แทนสัญลักษณ์ด้วย $\bar{y}_P$ โดยมีรูปแบบดังนี้

$$\bar{y}_P = \bar{y} \frac{\bar{x}}{\bar{X}}$$

นอกจากตัวประมาณแบบอัตราส่วนและตัวประมาณแบบผลคูณดังกล่าวข้างต้นแล้ว ยังมีการนำเสนอตัวประมาณแบบอื่นในการประมาณค่าเฉลี่ยประชากรอีกหลายตัว เช่น

Singh (1967) ได้นำเสนอตัวประมาณแบบอัตราส่วนร่วมกับผลคูณที่ใช้ในการประมาณค่าเฉลี่ยประชากรในการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบง่าย ซึ่งเป็นการนำตัวประมาณแบบอัตราส่วนมาผสมกับตัวประมาณแบบผลคูณ เพื่อเพิ่มประสิทธิภาพของตัวประมาณโดยใช้ตัวแปรช่วย 2 ตัว คือตัวแปรช่วย x ซึ่งมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับตัวแปร y ที่สนใจศึกษา และตัวแปรช่วย z ซึ่งมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับตัวแปร y ที่สนใจศึกษา มาใช้ในการสร้างตัวประมาณ แทนสัญลักษณ์ด้วย $\bar{y}_{RP}$ โดยมีรูปแบบดังนี้

$$\bar{y}_{RP} = \bar{y} \left(\frac{\bar{X} \bar{z}}{\bar{x} \bar{Z}} \right)$$

Srivenkataramana (1980) ได้นำเสนอตัวประมาณแบบอัตราส่วนคู่กันขึ้นเป็นครั้งแรก ซึ่งมีชื่อเรียกว่า ตัวประมาณแบบอัตราส่วนคู่กัน (dual to ratio estimator) ที่ใช้ในการประมาณค่าเฉลี่ยประชากรในการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบง่าย แทนสัญลักษณ์ด้วย $\bar{y}_R^{(d)}$ โดยมีรูปแบบดังนี้

$$\bar{y}_R^{(d)} = \bar{y} \left(\frac{\bar{x}^*}{\bar{X}} \right)$$

$$\text{เมื่อ } \bar{x}^* = \frac{N\bar{X} - n\bar{x}}{N - n}$$

และในปีเดียวกัน Bandyopadhyay (1980) ได้นำเสนอตัวประมาณแบบผลคูณคู่กันที่ใช้ในการประมาณค่าเฉลี่ยประชากรในการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบง่าย แทนสัญลักษณ์ด้วย $\bar{y}_P^{(d)}$ โดยมีรูปแบบดังนี้

$$\bar{y}_P^{(d)} = \bar{y} \left(\frac{\bar{Z}}{\bar{z}^*} \right)$$

$$\text{เมื่อ } \bar{z}^* = \frac{N\bar{Z} - n\bar{z}}{N - n}$$

Singh et al. (2005) ได้นำเสนอตัวประมาณแบบอัตราส่วนร่วมกับผลคูณคู่กันที่ใช้ในการประมาณค่าเฉลี่ยประชากรในการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบง่าย โดยทำการปรับปรุงตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากรของ Singh (1967) ด้วยการแปลงค่า x_i และ z_i ให้อยู่ในรูปของ $x_i^* = \frac{\bar{X}N - x_{in}}{N - n}$ และ $z_i^* = \frac{\bar{Z}N - z_{in}}{N - n}$, $i = 1, 2, 3, \dots, n$ แทนสัญลักษณ์ด้วย $\bar{y}_{RP}^*$ โดยมีรูปแบบดังนี้

$$\bar{y}_{RP}^* = \bar{y} \left(\frac{\bar{x}^*}{\bar{X}} \frac{\bar{Z}}{\bar{z}^*} \right)$$

Tailor et al. (2012) ได้นำเสนอตัวประมาณแบบอัตราส่วนร่วมกับผลคูณคู่กันที่ใช้ในการประมาณค่าเฉลี่ยประชากรในการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิ โดยใช้ตัวแปรช่วย 2 ตัวแปร คือตัวแปรช่วย x และ z ซึ่งมีแนวคิดมาจากตัวประมาณแบบอัตราส่วนร่วมกับผลคูณคู่กันที่ใช้ในการประมาณค่าเฉลี่ยประชากรในการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบง่ายของ Singh (1967) แทนสัญลักษณ์ด้วย $\bar{y}_{RP}^{ST}$ โดยมีรูปแบบดังนี้

$$\bar{y}_{RP}^{ST} = \bar{y}_{st} \left(\frac{\bar{X}}{\bar{x}_{st}} \frac{\bar{Z}_{st}}{\bar{Z}} \right)$$

Tailor et al. (2016) ได้นำเสนอตัวประมาณแบบอัตราส่วนร่วมกับผลคูณคู่กันที่ใช้ในการประมาณค่าเฉลี่ยประชากรในการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม ซึ่งมีแรงบันดาลใจมาจากตัวประมาณแบบอัตราส่วนร่วมกับผลคูณคู่กันที่ใช้ในการประมาณค่าเฉลี่ยประชากรในการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิ ของ Tailor et al. (2012) แทนสัญลักษณ์ด้วย $\bar{y}_{RP}^{PS}$ โดยมีรูปแบบดังนี้

$$\bar{y}_{RP}^{PS} = \bar{y}_{ps} \left(\frac{\bar{X}}{\bar{x}_{ps}} \frac{\bar{Z}_{ps}}{\bar{Z}} \right)$$

$$\text{เมื่อ } \bar{y}_{ps} = \sum_{h=1}^L W_h \bar{y}_h, \bar{x}_{ps} = \sum_{h=1}^L W_h \bar{x}_h \text{ และ } \bar{z}_{ps} = \sum_{h=1}^L W_h \bar{z}_h$$

มีค่าความเอนเอียงและค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย คือ

$$\text{Bias}(\bar{y}_{RP}^{PS}) = \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \sum_{h=1}^L W_h \left\{ \frac{R_2}{\bar{Y}} S_{y_{zh}} - \frac{R_1}{\bar{Z}} S_{x_{zh}} + \frac{R_1}{\bar{X}} S_{x_{zh}}^2 - \frac{R_1}{\bar{Y}} S_{y_{zh}} \right\}$$

$$\text{MSE}(\bar{y}_{RP}^{PS}) = \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \sum_{h=1}^L W_h \left[S_{y_{zh}}^2 - R_1^2 S_{x_{zh}}^2 + R_2^2 S_{z_{zh}}^2 - 2(R_1 S_{y_{zh}} + R_1 R_2 S_{x_{zh}} - R_2 S_{y_{zh}}) \right]$$

จากการศึกษาดังกล่าวข้างต้น ผู้วิจัยสนใจที่จะนำเสนอตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากรที่ปรับปรุงใหม่ ของ Singh et al. (2005) ให้มีประสิทธิภาพมากยิ่งขึ้น ภายใต้การเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม โดยการปรับปรุงตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากร ด้วยการแปลงค่า x_{hi} และ z_{hi} ให้อยู่ในรูปของ

$$x_{hi}^* = \frac{\bar{X}_h N_h - x_{hi} n_h}{N_h - n_h} \text{ และ } h = 1, 2, 3, \dots, L$$

ดังนั้นงานวิจัยนี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อนำเสนอตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากรโดยใช้อัตราส่วนร่วมกับผลคูณแบบคู่กันสำหรับการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่มและเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวประมาณใหม่ที่น่าสนใจในงานวิจัยนี้กับตัวประมาณของ Tailor et al. (2016)

วิธีการทดลอง

ในการวิจัยครั้งนี้ ผู้วิจัยได้เสนอตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากร โดยใช้อัตราส่วนร่วมกับผลคูณแบบคู่กันสำหรับการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม และเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวประมาณที่น่าสนใจ โดยใช้ค่าประสิทธิภาพสัมพัทธ์เป็นเกณฑ์ พร้อมทั้งแสดงตัวอย่างการคำนวณโดยใช้ข้อมูล 2 ชุด ได้แก่ ข้อมูลผลผลิตทางการเกษตรของประเทศอินเดีย ในปี 2014-2015 มีจำนวนผลผลิตทั้งหมด 72 ชนิด โดยอัตราความสามารถในการผลิตพืชผล (หน่วย : ต้นต่อเฮกตาร์) เป็นตัวแปร y ที่สนใจศึกษา มีตัวแปรช่วย x และ z เป็นปริมาณการผลิตพืชผล (หน่วย : ต้น) และพื้นที่ที่ใช้ในการปลูกพืชผล (หน่วย : เฮกตาร์) ตามลำดับ และข้อมูลดัชนีมวลกาย (body mass index: BMI) ของคนไข้ที่เข้ามาใช้บริการที่โรงพยาบาลหัวใจและศูนย์วิจัย Rajaei เมืองเตหะราน ประเทศอิหร่าน มีจำนวนคนไข้ทั้งหมด 80 คน โดยค่าดัชนีมวลกาย (หน่วย : กิโลกรัม/เมตร²) เป็นตัวแปร y ที่สนใจศึกษา มีตัวแปรช่วย x และ z เป็นน้ำหนัก (หน่วย : กิโลกรัม) และส่วนสูง (หน่วย : เมตร) ตามลำดับ มีขั้นตอนดังนี้

1. ตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากร โดยใช้อัตราส่วนร่วมกับผลคูณแบบคู่กัน สำหรับการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม

ผู้วิจัยเสนอตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากร โดยใช้อัตราส่วนร่วมกับผลคูณแบบคู่กัน สำหรับการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม โดยทำการแปลงค่า x_{hi} และ z_{hi} ให้อยู่ในรูปของ $x_{hi}^* = \frac{N_h \bar{X}_h - n_h x_{hi}}{N_h - n_h}$

และ $z_{hi}^* = \frac{N_h \bar{Z}_h - n_h z_{hi}}{N_h - n_h}$ แล้วจะได้ $\bar{x}_h^* = \frac{N_h \bar{X}_h - n_h \bar{x}_h}{N_h - n_h}$ และ $\bar{z}_h^* = \frac{N_h \bar{Z}_h - n_h \bar{z}_h}{N_h - n_h}$ เมื่อ $h=1,2,3,\dots,L$ ทำให้

ได้ตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากร โดยใช้อัตราส่วนร่วมกับผลคูณแบบคู่กัน สำหรับการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม แทนสัญลักษณ์ด้วย $\bar{y}_{RP}^{PS(d)}$ โดยมีรูปแบบดังนี้

$$\bar{y}_{RP}^{PS(d)} = \bar{y}_{ps} \left(\frac{\bar{x}_{ps}^*}{\bar{X}} \frac{\bar{Z}}{\bar{z}_{ps}^*} \right) \quad (1)$$

$$\text{เมื่อ } \bar{y}_{ps} = \sum_{h=1}^L W_h \bar{y}_h$$

คือ ค่าเฉลี่ยตัวอย่างในการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่มของตัวแปร y ที่สนใจศึกษา ในชั้นภูมิที่ h

$\bar{x}_{ps}^* = \sum_{h=1}^L W_h \bar{x}_h^*$ คือ ค่าเฉลี่ยตัวอย่างในการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่มของตัวแปรช่วย x ในชั้นภูมิที่ h

$\bar{z}_{ps}^* = \sum_{h=1}^L W_h \bar{z}_h^*$ คือ ค่าเฉลี่ยตัวอย่างในการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่มของตัวแปรช่วย z ในชั้นภูมิที่ h

$\bar{y}_h = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} y_{hi}}{n_h}$ คือ ค่าเฉลี่ยตัวอย่างของตัวแปร y ที่สนใจศึกษา ในชั้นภูมิที่ h

$\bar{x}_h = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} x_{hi}}{n_h}$ คือ ค่าเฉลี่ยตัวอย่างของตัวแปรช่วย x ในชั้นภูมิที่ h

$\bar{z}_h = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} z_{hi}}{n_h}$ คือ ค่าเฉลี่ยตัวอย่างของตัวแปรช่วย z ในชั้นภูมิที่ h

$\bar{X} = \sum_{h=1}^L W_h \bar{X}_h$ คือ ค่าเฉลี่ยประชากรของตัวแปรช่วย x

$\bar{Z} = \sum_{h=1}^L W_h \bar{Z}_h$ คือ ค่าเฉลี่ยประชากรของตัวแปรช่วย z

$\bar{X}_h = \frac{\sum_{h=1}^{N_h} x_{hi}}{N_h}$ คือ ค่าเฉลี่ยประชากรของตัวแปรช่วย x ในชั้นภูมิที่ h

$\bar{Z}_h = \frac{\sum_{h=1}^{N_h} z_{hi}}{N_h}$ คือ ค่าเฉลี่ยประชากรของตัวแปรช่วย z ในชั้นภูมิที่ h

2. ค่าความเอนเอียงและค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวประมาณที่นำเสนอ

2.1 การหาค่าความเอนเอียงของตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากร โดยใช้อัตราส่วนร่วมกับผลคูณ

แบบคู่กัน สำหรับการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม

เมื่อนำเสนอตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากร โดยใช้อัตราส่วนร่วมกับผลคูณแบบคู่กัน สำหรับการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม ให้อยู่ในรูปของ e_{ih} แล้วหาค่าความเอนเอียงของตัวประมาณได้

$$\text{จาก Bias}(\bar{y}_{RP}^{PS(d)}) = E(\bar{y}_{RP}^{PS(d)} - \bar{Y})$$

กำหนดให้ $\bar{y}_h, \bar{x}_h$ และ $\bar{z}_h$ เป็นตัวประมาณไม่เอนเอียงของ $\bar{Y}_h, \bar{X}_h$ และ $\bar{Z}_h$ ตามลำดับ ทำให้ได้

$$\bar{y}_h = \bar{Y}_h (1 + e_{0h}), \bar{x}_h = \bar{X}_h (1 + e_{1h}) \text{ และ } \bar{z}_h = \bar{Z}_h (1 + e_{2h})$$

$$\text{จะได้ } e_{0h} = \frac{\bar{y}_h - \bar{Y}_h}{\bar{Y}_h}, e_{1h} = \frac{\bar{x}_h - \bar{X}_h}{\bar{X}_h} \text{ และ } e_{2h} = \frac{\bar{z}_h - \bar{Z}_h}{\bar{Z}_h}$$

$$\begin{aligned} \text{เมื่อ } E(e_{0h}) &= E(e_{1h}) = E(e_{2h}) = 0 \\ E(e_{0h}^2) &= \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right) C_{yh}^2 \\ E(e_{1h}^2) &= \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right) C_{xh}^2 \\ E(e_{2h}^2) &= \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right) C_{zh}^2 \\ E(e_{0h}e_{1h}) &= \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right) \rho_{yxh} C_{yh} C_{xh} \\ E(e_{0h}e_{2h}) &= \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right) \rho_{yzh} C_{yh} C_{zh} \\ \text{และ } E(e_{1h}e_{2h}) &= \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right) \rho_{xzh} C_{xh} C_{zh} \end{aligned}$$

จากนั้น แสดงตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากร โดยใช้อัตราส่วนกับผลคูณแบบคู่กัน สำหรับการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม ให้อยู่ในรูปของ e_i

$$\text{เมื่อ } e_0 = \frac{\sum_{h=1}^L W_h \bar{Y}_h e_{0h}}{\bar{Y}}, e_1 = \frac{\sum_{h=1}^L W_h \bar{X}_h e_{1h}}{\bar{X}} \text{ และ } e_2 = \frac{\sum_{h=1}^L W_h \bar{Z}_h e_{2h}}{\bar{Z}}$$

เมื่อทำให้อยู่ในรูปของค่าคาดหวังจะทำให้ทราบความเอนเอียงของตัวประมาณที่นำเสนอ

$$\begin{aligned} \text{เมื่อ } E(e_0) &= E(e_1) = E(e_2) = 0 \\ E(e_0^2) &= \frac{1}{\bar{Y}^2} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{yh}^2 \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right) \\ E(e_1^2) &= \frac{1}{\bar{X}^2} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{xh}^2 \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right) \\ E(e_2^2) &= \frac{1}{\bar{Z}^2} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{zh}^2 \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right) \\ E(e_0e_1) &= \frac{1}{\bar{Y}\bar{X}} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{yxh} \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right) \\ E(e_0e_2) &= \frac{1}{\bar{Y}\bar{Z}} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{yzh} \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right) \\ \text{และ } E(e_1e_2) &= \frac{1}{\bar{X}\bar{Z}} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{xzh} \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right) \end{aligned}$$

2.2 การหาค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากร โดยใช้อัตราส่วน
ร่วมกับผลคูณแบบคู่กันสำหรับการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม

หาค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากร โดยใช้อัตราส่วน
ร่วมกับผลคูณแบบคู่กัน สำหรับการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม ได้จาก

$$MSE(\bar{y}_{RP}^{PS(d)}) = E(\bar{y}_{RP}^{PS(d)} - \bar{Y})^2$$

$$\text{เมื่อ } E(e_0) = E(e_1) = E(e_2) = 0$$

$$E(e_0^2) = \frac{1}{\bar{Y}^2} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{yh}^2 \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right)$$

$$E(e_1^2) = \frac{1}{\bar{X}^2} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{xh}^2 \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right)$$

$$E(e_2^2) = \frac{1}{\bar{Z}^2} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{zh}^2 \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right)$$

$$E(e_0 e_1) = \frac{1}{\bar{Y}\bar{X}} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{yhxh} \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right)$$

$$E(e_0 e_2) = \frac{1}{\bar{Y}\bar{Z}} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{yhzh} \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right)$$

$$\text{และ } E(e_1 e_2) = \frac{1}{\bar{X}\bar{Z}} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{xzh} \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right)$$

3. การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากร โดยใช้อัตราส่วนร่วมกับผลคูณ
แบบคู่กันสำหรับการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม โดยใช้ค่าประสิทธิภาพสัมพัทธ์

ทำการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากร โดยใช้อัตราส่วนร่วมกับผลคูณ
แบบคู่กัน สำหรับการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม ($\bar{y}_{RP}^{PS(d)}$) กับตัวประมาณแบบอัตราส่วน
ร่วมกับผลคูณที่ใช้ในการประมาณค่าเฉลี่ยประชากรในการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม ($\bar{y}_{RP}^{PS}$)
ของ Tailor et al. (2016) ด้วยค่าประสิทธิภาพสัมพัทธ์ (relative efficiency: RE) (Ungpansattawong, 2011) ดังนี้

$$RE(\bar{y}_{RP}^{PS(d)}, \bar{y}_{RP}^{PS}) = \frac{MSE(\bar{y}_{RP}^{PS})}{MSE(\bar{y}_{RP}^{PS(d)})}$$

ถ้ามีค่าประสิทธิภาพสัมพัทธ์มากกว่า 1 แสดงว่า ตัวประมาณที่นำเสนอ ($\bar{y}_{RP}^{PS(d)}$) มีประสิทธิภาพสูง
กว่า ตัวประมาณ ของ Tailor et al. (2016) ($\bar{y}_{RP}^{PS}$)

4. ตัวอย่างเชิงตัวเลข

การแสดงตัวอย่างเชิงตัวเลขเพื่อทำการสนับสนุนผลของการศึกษาเชิงทฤษฎี โดยใช้ข้อมูล 2 ชุด ได้แก่

ข้อมูลชุดที่ 1 ข้อมูลผลผลิตทางการเกษตรของประเทศไทย ในปี 2014-2015 มีจำนวนผลผลิตทั้งหมด 72 ชนิด โดยอัตราความสามารถในการผลิตพืชผล (หน่วย : ต้นต่อเฮกตาร์) เป็นตัวแปร y ที่สนใจศึกษา มีตัวแปรช่วย x และ z เป็นปริมาณการผลิตพืชผล (หน่วย : ต้น) และพื้นที่ที่ใช้ในการปลูกพืชผล (หน่วย : เฮกตาร์) ตามลำดับ และข้อมูลชุดที่ 2 ข้อมูลดัชนีมวลกาย (body mass index: BMI) ของคนไข้ที่เข้ามาใช้บริการที่โรงพยาบาลหัวใจและศูนย์วิจัย Rajaei เมืองเตหะราน ประเทศอิหร่าน มีจำนวนคนไข้ทั้งหมด 80 คน โดยค่าดัชนีมวลกาย (หน่วย : กิโลกรัม/เมตร²) เป็นตัวแปร y ที่สนใจศึกษา มีตัวแปรช่วย x และ z เป็นน้ำหนัก (หน่วย : กิโลกรัม) และส่วนสูง (หน่วย : เมตร) ตามลำดับ

ตารางที่ 1. ลักษณะของประชากรที่ศึกษาจากข้อมูลชุดที่ 1 และ 2

	ข้อมูลชุดที่ 1	ข้อมูลชุดที่ 2
N	72	80
$\bar{Y}$	13.787	26.86
$\bar{X}$	3518.632	72.39
$\bar{Z}$	218.555	164.26
S_y	8.340	126.709
S_x	5119.963	11.727
S_z	270.175	9.490
S_{yx}	9944.452	11.531
S_{yz}	470.507	-4.474
S_{xz}	746165.816	19.725

ข้อมูลชุดที่ 1 ข้อมูลผลผลิตทางการเกษตรของประเทศไทย ในปี 2014-2015 มีจำนวนผลผลิตทั้งหมด 72 ชนิด โดยอัตราความสามารถในการผลิตพืชผล (หน่วย : ต้นต่อเฮกตาร์) เป็นตัวแปร y ที่สนใจศึกษา มีตัวแปรช่วย x และ z เป็นปริมาณการผลิตพืชผล (หน่วย : ต้น) และพื้นที่ที่ใช้ในการปลูกพืชผล (หน่วย : เฮกตาร์) ตามลำดับ ผู้วิจัยทำการสุ่มตัวอย่างจากประชากร โดยขนาดตัวอย่างที่จะทำการศึกษาแบ่งออกเป็น 4 ระดับ คือ ตัวอย่างขนาด $n=8, n=10, n=20$ และ $n=30$ โดยใช้วิธีการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบง่ายแบบไม่ใส่คืน ในแต่ละ

ขนาดตัวอย่างตามที่กำหนด เมื่อทราบรายละเอียดข้อมูลของตัวอย่างที่สุ่มมาแล้วนั้น จึงนำมาแบ่งออกเป็นชั้นภูมิตามที่กำหนดไว้ โดยแบ่งผลผลิตทางการเกษตรออกเป็น 2 ชั้นภูมิ ได้แก่ ชั้นภูมิที่ 1 คือ ผลผลิตของผลไม้ และชั้นภูมิที่ 2 คือ ผลผลิตของผัก แสดงดังตารางที่ 2-5 ค่าสถิติของประชากรที่ศึกษา

ตารางที่ 2. ค่าสถิติของประชากรที่ศึกษา จากข้อมูลชุดที่ 1 ขนาดตัวอย่าง $n = 8$

	ชั้นภูมิที่ 1	ชั้นภูมิที่ 2
N_h	36	36
n_h	4	4
$\bar{y}_h$	8.128	13.987
$\bar{x}_h$	1430.531	2839.799
$\bar{z}_h$	180.017	207.010
s_{yh}	2.907	2.000
s_{xh}	912.291	2577.583
s_{zh}	84.389	190.110
s_{ydh}	1292.232	-820.591
s_{ydh}	-43.531	-74.204
s_{xzh}	59512.611	489673.515

ตารางที่ 3. ค่าสถิติของประชากรที่ศึกษา จากข้อมูลชุดที่ 1 ขนาดตัวอย่าง $n = 10$

	ชั้นภูมิที่ 1	ชั้นภูมิที่ 2
N_h	36	36
n_h	6	4
$\bar{y}_h$	12.844	15.168
$\bar{x}_h$	1688.291	495.533
$\bar{z}_h$	103.250	34.167
s_{yh}	7.296	7.927
s_{xh}	2639.812	733.606
s_{zh}	150.271	38.025

ตารางที่ 3. (ต่อ) ค่าสถิติของประชากรที่ศึกษา จากข้อมูลชุดที่ 1 ขนาดตัวอย่าง $n = 10$

	ชั้นภูมิที่ 1	ชั้นภูมิที่ 2
S_{ydh}	9051.818	1190.619
S_{yzh}	434.590	-30.296
S_{xzh}	394842.7542	25920.887

ตารางที่ 4. ค่าสถิติของประชากรที่ศึกษา จากข้อมูลชุดที่ 1 ขนาดตัวอย่าง $n = 20$

	ชั้นภูมิที่ 1	ชั้นภูมิที่ 2
N_h	36	36
n_h	8	12
$\bar{y}_h$	500.050	15.984
$\bar{x}_h$	4221.977	9144.714
$\bar{z}_h$	268.654	490.747
S_{yh}	7.515	5.139
S_{xh}	3250.592	9104.228
S_{zh}	147.406	459.487
S_{ydh}	18156.970	30993.080
S_{yzh}	336.606	1418.795
S_{xzh}	407322.2163	4135123.318

ตารางที่ 5. ค่าสถิติของประชากรที่ศึกษา จากข้อมูลชุดที่ 1 ขนาดตัวอย่าง $n = 30$

	ชั้นภูมิที่ 1	ชั้นภูมิที่ 2
N_h	36	36
n_h	17	13
$\bar{y}_h$	10.246	19.031
$\bar{x}_h$	1987.557	2657.933
$\bar{z}_h$	184.729	145.005

ตารางที่ 5. (ต่อ) ค่าสถิติของประชากรที่ศึกษา จากข้อมูลชุดที่ 1 ขนาดตัวอย่าง $n = 30$

	ชั้นภูมิที่ 1	ชั้นภูมิที่ 2
S_{yh}	6.774	11.649
S_{xh}	2491.883	4138.898
S_{zh}	161.103	233.475
S_{yhx}	7322.860	186.250
S_{yhz}	100.693	-110.152
S_{xzh}	323422.388	957806.448

ข้อมูลชุดที่ 2 ข้อมูลดัชนีมวลกาย (body mass index: BMI) ของคนไข้ที่เข้ามาใช้บริการที่โรงพยาบาลหัวใจและศัลยกรรมหัวใจ Rajaei เมืองเตหะราน ประเทศอิหร่าน มีจำนวนคนไข้ทั้งหมด 80 คน โดยค่าดัชนีมวลกาย (หน่วย : กิโลกรัม/เมตร³) เป็นตัวแปร y ที่สนใจศึกษา มีตัวแปรช่วย x และ z เป็นน้ำหนัก (หน่วย : กิโลกรัม) และส่วนสูง (หน่วย : เมตร) ตามลำดับ ผู้วิจัยทำการสุ่มตัวอย่างจากประชากร โดยขนาดตัวอย่างที่จะทำการศึกษาแบ่งออกเป็น 4 ระดับ คือ ตัวอย่างขนาด $n=8, n=10, n=20$ และ $n=30$ โดยใช้วิธีการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบง่ายแบบไม่ใส่คืน ในแต่ละขนาดตัวอย่างตามที่กำหนด เมื่อทราบรายละเอียดข้อมูลของตัวอย่างที่สุ่มมาแล้วนั้น นำมาแบ่งออกเป็นชั้นภูมิ ตามที่กำหนดไว้ โดยแบ่งคนไข้ที่เข้ามาใช้บริการออกเป็น 2 ชั้นภูมิ ได้แก่ ชั้นภูมิที่ 1 คือ เพศหญิง และชั้นภูมิที่ 2 คือ เพศชาย แสดงดังตารางที่ 6-9 ค่าสถิติของประชากรที่ศึกษา

ตารางที่ 6. ค่าสถิติของประชากรที่ศึกษา จากข้อมูลชุดที่ 2 ขนาดตัวอย่าง $n = 8$

	ชั้นภูมิที่ 1	ชั้นภูมิที่ 2
N_h	35	45
n_h	2	6
$\bar{y}_h$	23.302	24.505
$\bar{x}_h$	63.000	71.667
$\bar{z}_h$	164.000	171.000
S_{yh}	3.123	1.637
S_{xh}	12.728	5.820
S_{zh}	5.657	5.177

ตารางที่ 6. (ต่อ) ค่าสถิติของประชากรที่ศึกษา จากข้อมูลชุดที่ 2 ขนาดตัวอย่าง $n = 8$

	ชั้นภูมิที่ 1	ชั้นภูมิที่ 2
S_{ydh}	39.748	6.666
S_{ydh}	17.666	-1.443
S_{xzh}	72.000	17.600

ตารางที่ 7. ค่าสถิติของประชากรที่ศึกษา จากข้อมูลชุดที่ 2 ขนาดตัวอย่าง $n = 10$

	ชั้นภูมิที่ 1	ชั้นภูมิที่ 2
N_h	35	45
n_h	6	4
$\bar{y}_h$	4.950	2.234
$\bar{x}_h$	11.714	6.778
$\bar{z}_h$	26.486	15.489
S_{yh}	1.572	0.452
S_{xh}	1.777	1.388
S_{zh}	2.867	1.286
S_{ydh}	2.434	0.439
S_{ydh}	-4.115	-0.230
S_{xzh}	-3.059	0.676

ตารางที่ 8. ค่าสถิติของประชากรที่ศึกษา จากข้อมูลชุดที่ 2 ขนาดตัวอย่าง $n = 20$

	ชั้นภูมิที่ 1	ชั้นภูมิที่ 2
N_h	35	45
n_h	9	11
$\bar{y}_h$	27.057	25.989
$\bar{x}_h$	66.000	76.636
$\bar{z}_h$	156.222	171.545

ตารางที่ 8. (ต่อ) ค่าสถิติของประชากรที่ศึกษา จากข้อมูลชุดที่ 2 ขนาดตัวอย่าง $n = 20$

	ชั้นภูมิที่ 1	ชั้นภูมิที่ 2
S_{yh}	4.668	2.641
S_{xh}	12.268	9.993
S_{zh}	8.318	6.699
S_{yjh}	46.827	21.531
S_{yzh}	-7.282	1.784
S_{xzh}	41.625	43.818

ตารางที่ 9. ค่าสถิติของประชากรที่ศึกษา จากข้อมูลชุดที่ 2 ขนาดตัวอย่าง $n = 30$

	ชั้นภูมิที่ 1	ชั้นภูมิที่ 2
N_h	35	45
n_h	16	14
$\bar{y}_h$	13.842	8.273
$\bar{x}_h$	33.486	24.133
$\bar{z}_h$	71.029	52.956
S_{yh}	2.816	1.845
S_{xh}	8.053	8.095
S_{zh}	4.269	3.569
S_{yjh}	19.990	14.169
S_{yzh}	0.633	3.902
S_{xzh}	17.691	23.416

ผลการทดลอง

ผลการวิจัยสำหรับการศึกษารั้งนี้ คือ ตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากร โดยใช้สูตรส่วนร่วมกับผลคูณแบบคู่กันสำหรับการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม และค่าความเอนเอียงและค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวประมาณที่น่าเสนอ จากนั้นทำการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวประมาณที่น่าเสนอกับตัวประมาณ

ของ Taylor et al. (2016) โดยใช้ค่าประสิทธิภาพสัมพัทธ์เป็นเกณฑ์ พร้อมทั้งแสดงตัวอย่างการคำนวณโดยใช้ข้อมูล 2 ชุด ซึ่งผลการวิจัยแสดงดังนี้

1. ค่าความเอนเอียงและค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวประมาณที่นำเสนอ

ผู้วิจัยได้นำตัวประมาณที่นำเสนอ ที่อยู่ในรูปของ e ไปทำการคำนวณหาค่าความเอนเอียงและค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวประมาณ แสดงได้ดังนี้

$$\bar{y}_{RP}^{PS(d)} - \bar{Y} = \bar{Y}(e_0 - g_h e_1 - g_h e_0 e_1 + g_h e_2 + g_h e_0 e_2 - g_h^2 e_1 e_2 + g_h e_2^2)$$

$$\text{เมื่อ } e_0 = \frac{\sum_{h=1}^L W_h \bar{Y}_h e}{\bar{Y}}, e_1 = \frac{\sum_{h=1}^L W_h \bar{X}_h e_{1h}}{\bar{X}} \text{ และ } e_2 = \frac{\sum_{h=1}^L W_h \bar{Z}_h e_{2h}}{\bar{Z}}$$

ทำให้ได้ค่าความเอนเอียงและค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวประมาณที่นำเสนอ ดังนี้

หาค่าความเอนเอียงของตัวประมาณที่นำเสนอ ซึ่งสามารถแสดงได้ดังนี้

$$\text{จากสมการ } \bar{y}_{RP}^{PS(d)} - \bar{Y} = \bar{Y}(e_0 - g_h e_1 - g_h e_0 e_1 + g_h e_2 + g_h e_0 e_2 - g_h^2 e_1 e_2 + g_h e_2^2)$$

หาค่าคาดหวังทั้ง 2 ข้างของสมการ จะได้

$$\begin{aligned} E(\bar{y}_{RP}^{PS(d)} - \bar{Y}) &= \bar{Y}[E(e_0) - g_h E(e_1) - g_h E(e_0 e_1) + g_h E(e_2) + g_h E(e_0 e_2) - g_h^2 E(e_1 e_2) + g_h E(e_2^2)] \\ &= \bar{Y}\left[-g_h \frac{1}{\bar{Y}\bar{X}} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{yxh} \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h}\right) + g_h \frac{1}{\bar{Y}\bar{Z}} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{yzh} \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h}\right) \right. \\ &\quad \left. - g_h^2 \frac{1}{\bar{X}\bar{Z}} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{xzh} \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h}\right) + g_h \frac{1}{\bar{Z}^2} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{zh}^2 \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h}\right)\right] \\ &= \bar{Y} \sum_{h=1}^L W_h^2 \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h}\right) \left[-g_h \frac{1}{\bar{Y}\bar{X}} S_{yxh} + g_h \frac{1}{\bar{Y}\bar{Z}} S_{yzh} - g_h^2 \frac{1}{\bar{X}\bar{Z}} S_{xzh} + g_h \frac{1}{\bar{Z}^2} S_{zh}^2\right] \end{aligned}$$

$$\text{จาก } W_h = \frac{N_h}{N}$$

$$\begin{aligned} E(\bar{y}_{RP}^{PS(d)} - \bar{Y}) &= \bar{Y} \sum_{h=1}^L W_h^2 \left(\frac{1}{W_h}\right) \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N}\right) \left[-g_h \frac{1}{\bar{Y}\bar{X}} S_{yxh} + g_h \frac{1}{\bar{Y}\bar{Z}} S_{yzh} - g_h^2 \frac{1}{\bar{X}\bar{Z}} S_{xzh} + g_h \frac{1}{\bar{Z}^2} S_{zh}^2\right] \\ &= \bar{Y} \sum_{h=1}^L W_h \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N}\right) \left[-g_h \frac{1}{\bar{Y}\bar{X}} S_{yxh} + g_h \frac{1}{\bar{Y}\bar{Z}} S_{yzh} - g_h^2 \frac{1}{\bar{X}\bar{Z}} S_{xzh} + g_h \frac{1}{\bar{Z}^2} S_{zh}^2\right] \\ &= \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N}\right) \sum_{h=1}^L W_h \left[-g_h \frac{\bar{Y}}{\bar{Y}\bar{X}} S_{yxh} + g_h \frac{\bar{Y}}{\bar{Y}\bar{Z}} S_{yzh} - g_h^2 \frac{\bar{Y}}{\bar{X}\bar{Z}} S_{xzh} + g_h \frac{\bar{Y}}{\bar{Z}^2} S_{zh}^2\right] \end{aligned}$$

$$\text{จาก } R_1 = \frac{\bar{Y}}{\bar{X}} \text{ และ } R_2 = \frac{\bar{Y}}{\bar{Z}}$$

$$E(\bar{y}_{RP}^{PS(d)} - \bar{Y}) = \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N}\right) \sum_{h=1}^L W_h \left[-g_h \frac{1}{\bar{X}} S_{yxh} + g_h \frac{1}{\bar{Z}} S_{yzh} - g_h^2 \frac{R_1}{\bar{Z}} S_{xzh} + g_h \frac{R_2}{\bar{Z}} S_{zh}^2\right]$$

$$\text{จาก Bias}(\bar{y}_{RP}^{PS(d)}) = E(\bar{y}_{RP}^{PS(d)} - \bar{Y})$$

ดังนั้น Bias($\bar{y}_{RP}^{PS(d)}$) คือ

$$\text{Bias}(\bar{y}_{RP}^{PS(d)}) = \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \sum_{h=1}^L W_h \left[-g_h \frac{1}{\bar{X}} S_{y_{xh}} + g_h \frac{1}{\bar{Z}} S_{y_{zh}} - g_h^2 \frac{R_1}{\bar{Z}} S_{x_{zh}} + g_h \frac{R_2}{\bar{Z}} S_{z_{zh}}^2 \right] \quad (2)$$

$$\text{เมื่อ } g_h = \frac{n_h}{N_h - n_h}, R_1 = \frac{\bar{Y}}{\bar{X}} \text{ และ } R_2 = \frac{\bar{Y}}{\bar{Z}}$$

หาค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวประมาณที่นำเสนอ ซึ่งสามารถแสดงได้ดังนี้

$$\text{จากสมการ } \bar{y}_{RP}^{PS(d)} - \bar{Y} \equiv \bar{Y} (e_0 - g_h e_1 - g_h e_0 e_1 + g_h e_2 + g_h e_0 e_2 - g_h^2 e_1 e_2 + g_h e_2^2)$$

เมื่อยกกำลังสองทั้ง 2 ข้าง และไม่พิจารณาพจน์ของ e ที่มีเลขชี้กำลังมากกว่าสอง จะได้

$$(\bar{y}_{RP}^{PS(d)} - \bar{Y})^2 = [\bar{Y} (e_0 - g_h e_1 + g_h e_2)]^2 \text{ หาค่าคาดหวังทั้ง 2 ข้าง}$$

$$\begin{aligned} E(\bar{y}_{RP}^{PS(d)} - \bar{Y})^2 &= E[\bar{Y} (e_0 - g_h e_1 + g_h e_2)]^2 \\ &= \bar{Y}^2 [E(e_0^2) + g_h^2 E(e_1^2) + g_h^2 E(e_2^2) - 2g_h E(e_0 e_1) + 2g_h E(e_0 e_2) - 2g_h^2 E(e_1 e_2)] \\ &= \bar{Y}^2 \left[\frac{1}{\bar{Y}^2} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{y_h}^2 \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right) + g_h^2 \frac{1}{\bar{X}^2} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{x_h}^2 \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right) + g_h^2 \frac{1}{\bar{Z}^2} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{z_h}^2 \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right) \right. \\ &\quad - 2g_h \frac{1}{\bar{Y}\bar{X}} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{y_{xh}} \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right) + 2g_h \frac{1}{\bar{Y}\bar{Z}} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{y_{zh}} \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right) \\ &\quad \left. - 2g_h^2 \frac{1}{\bar{X}\bar{Z}} \sum_{h=1}^L W_h^2 S_{x_{zh}} \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right) \right] \\ &= \bar{Y}^2 \sum_{h=1}^L W_h^2 \left(\frac{1}{nW_h} - \frac{1}{N_h} \right) \left[\frac{1}{\bar{Y}^2} S_{y_h}^2 + g_h^2 \frac{1}{\bar{X}^2} S_{x_h}^2 + g_h^2 \frac{1}{\bar{Z}^2} S_{z_h}^2 - 2g_h \frac{1}{\bar{Y}\bar{X}} S_{y_{xh}} + 2g_h \frac{1}{\bar{Y}\bar{Z}} S_{y_{zh}} - 2g_h^2 \frac{1}{\bar{X}\bar{Z}} S_{x_{zh}} \right] \end{aligned}$$

$$\text{จาก } W_h = \frac{N_h}{N}$$

$$\begin{aligned} E(\bar{y}_{RP}^{PS(d)} - \bar{Y})^2 &= \bar{Y}^2 \sum_{h=1}^L W_h^2 \left(\frac{1}{W_h} \right) \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \left[\frac{1}{\bar{Y}^2} S_{y_h}^2 + g_h^2 \frac{1}{\bar{X}^2} S_{x_h}^2 + g_h^2 \frac{1}{\bar{Z}^2} S_{z_h}^2 - 2g_h \frac{1}{\bar{Y}\bar{X}} S_{y_{xh}} + 2g_h \frac{1}{\bar{Y}\bar{Z}} S_{y_{zh}} - 2g_h^2 \frac{1}{\bar{X}\bar{Z}} S_{x_{zh}} \right] \\ &= \bar{Y}^2 \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \sum_{h=1}^L W_h \left[\frac{1}{\bar{Y}^2} S_{y_h}^2 + g_h^2 \frac{1}{\bar{X}^2} S_{x_h}^2 + g_h^2 \frac{1}{\bar{Z}^2} S_{z_h}^2 - 2g_h \frac{1}{\bar{Y}\bar{X}} S_{y_{xh}} + 2g_h \frac{1}{\bar{Y}\bar{Z}} S_{y_{zh}} - 2g_h^2 \frac{1}{\bar{X}\bar{Z}} S_{x_{zh}} \right] \\ &= \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \sum_{h=1}^L W_h \left[\frac{\bar{Y}^2}{\bar{Y}^2} S_{y_h}^2 + g_h^2 \frac{\bar{Y}^2}{\bar{X}^2} S_{x_h}^2 + g_h^2 \frac{\bar{Y}^2}{\bar{Z}^2} S_{z_h}^2 - 2g_h \frac{\bar{Y}^2}{\bar{Y}\bar{X}} S_{y_{xh}} + 2g_h \frac{\bar{Y}^2}{\bar{Y}\bar{Z}} S_{y_{zh}} - 2g_h^2 \frac{\bar{Y}^2}{\bar{X}\bar{Z}} S_{x_{zh}} \right] \end{aligned}$$

$$\text{จาก } R_1 = \frac{\bar{Y}}{\bar{X}} \text{ และ } R_2 = \frac{\bar{Y}}{\bar{Z}}$$

$$E(\bar{y}_{RP}^{PS(d)} - \bar{Y})^2 = \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \sum_{h=1}^L W_h \left[S_{y_h}^2 + g_h^2 R_1^2 S_{x_h}^2 + g_h^2 R_2^2 S_{z_h}^2 - 2g_h R_1 S_{y_{xh}} + 2g_h R_2 S_{y_{zh}} - 2g_h^2 R_1 R_2 S_{x_{zh}} \right]$$

$$\text{จาก } \text{MSE}(\bar{y}_{RP}^{PS(d)}) = E(\bar{y}_{RP}^{PS(d)} - \bar{Y})^2$$

ดังนั้น $\text{MSE}(\bar{y}_{RP}^{PS(d)})$ คือ

$$\text{MSE}(\bar{y}_{RP}^{PS(d)}) = \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \sum_{h=1}^L W_h \left[S_{y_h}^2 + g_h^2 R_1^2 S_{x_h}^2 + g_h^2 R_2^2 S_{z_h}^2 - 2g_h R_1 S_{y_{xh}} + 2g_h R_2 S_{y_{zh}} - 2g_h^2 R_1 R_2 S_{x_{zh}} \right] \quad (3)$$

$$\text{เมื่อ } g_h = \frac{n_h}{N_h - n_h}, R_1 = \frac{\bar{Y}}{\bar{X}} \text{ และ } R_2 = \frac{\bar{Y}}{\bar{Z}}$$

2. เงื่อนไขที่ทำให้ประสิทธิภาพของตัวประมาณที่นำเสนอสูงกว่าตัวประมาณของ Taylor et al. (2016) พิจารณาเงื่อนไข

$$\begin{aligned} \text{MSE}(\bar{y}_{RP}^{PS(d)}) &< \text{MSE}(\bar{y}_{RP}^{PS}) \\ \text{MSE}(\bar{y}_{RP}^{PS(d)}) - \text{MSE}(\bar{y}_{RP}^{PS}) &< 0 \\ \left[\left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \sum_{h=1}^L W_h \left[S_{yh}^2 + g_h^2 R_1^2 S_{xh}^2 + g_h^2 R_2^2 S_{zh}^2 - 2g_h R_1 S_{yxh} + 2g_h R_2 S_{yzh} - 2g_h^2 R_1 R_2 S_{xzh} \right] - \right. \\ &\left. \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \sum_{h=1}^L W_h \left[S_{yh}^2 + R_1^2 S_{xh}^2 + R_2^2 S_{zh}^2 - 2(R_1 S_{yxh} - R_2 S_{yzh} + R_1 R_2 S_{xzh}) \right] \right] < 0 \\ \sum_{h=1}^L W_h \left[\begin{aligned} &g_h^2 R_1^2 S_{xh}^2 + g_h^2 R_2^2 S_{zh}^2 - 2g_h R_1 S_{yxh} + 2g_h R_2 S_{yzh} - 2g_h^2 R_1 R_2 S_{xzh} \\ &- R_1^2 S_{xh}^2 - R_2^2 S_{zh}^2 + 2R_1 S_{yxh} - 2R_2 S_{yzh} + 2R_1 R_2 S_{xzh} \end{aligned} \right] < 0 \quad (4) \end{aligned}$$

จากเงื่อนไขข้างต้นจะเห็นว่าตัวประมาณ $\bar{y}_{RP}^{PS(d)}$ จะมีประสิทธิภาพสูงกว่าตัวประมาณ $\bar{y}_{RP}^{PS}$ ก็ต่อเมื่อ

$$\sum_{h=1}^L W_h \left[\begin{aligned} &g_h^2 R_1^2 S_{xh}^2 + g_h^2 R_2^2 S_{zh}^2 - 2g_h R_1 S_{yxh} + 2g_h R_2 S_{yzh} - 2g_h^2 R_1 R_2 S_{xzh} \\ &- R_1^2 S_{xh}^2 - R_2^2 S_{zh}^2 + 2R_1 S_{yxh} - 2R_2 S_{yzh} + 2R_1 R_2 S_{xzh} \end{aligned} \right] < 0$$

3. ตัวอย่างการคำนวณ

ในการคำนวณเชิงตัวเลขเพื่อทำการสนับสนุนผลของการศึกษาเชิงทฤษฎี ผู้วิจัยใช้ข้อมูลประชากรที่ศึกษา 2 ชุด ได้แก่ ข้อมูลผลผลิตการเกษตรประเทศอินเดีย ในปี 2014-2015 และข้อมูลดัชนีมวลกาย (body mass index: BMI) ของคนไข้ที่เข้ามาใช้บริการที่โรงพยาบาลหัวใจและศูนย์วิจัย Rajaei ณ เมืองเตหะราน ประเทศอิหร่าน

คำนวณเชิงตัวเลขภายใต้ประชากรที่ศึกษา เพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากร โดยใช้อัตราส่วนร่วมกับผลคูณแบบคู่กัน สำหรับการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม ($\bar{y}_{RP}^{PS(d)}$) กับตัวประมาณแบบอัตราส่วนร่วมกับผลคูณที่ใช้ในการประมาณค่าเฉลี่ยประชากรในการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบบางชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม ($\bar{y}_{RP}^{PS}$) ของ Taylor et al. (2016) โดยพิจารณาค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยดังแสดงในตารางที่ 10 และ 11 พร้อมทั้งเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวประมาณที่นำเสนอกับตัวประมาณของ Taylor et al. (2016) จากค่าประสิทธิภาพสัมพัทธ์

ตารางที่ 10. ค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (MSE) และค่าประสิทธิภาพสัมพัทธ์ (RE) ของตัวประมาณภายใต้ประชากรที่ศึกษา เมื่อคำนวณจาก ข้อมูลชุดที่ 1

ขนาดตัวอย่าง	ค่า Bias		ค่า MSE		ค่า $RE\left(\bar{y}_{RP}^{PS(d)}, \bar{y}_{RP}^{PS}\right)$
	$\bar{y}_{RP}^{PS}$	$\bar{y}_{RP}^{PS(d)}$	$\bar{y}_{RP}^{PS}$	$\bar{y}_{RP}^{PS(d)}$	
n = 8	-0.069	-2.224	0.603	0.579	1.041
n = 10	0.264	-5.501	7.677	4.336	1.771
n = 20	1.359	-6.578	129.106	17.285	7.470
n = 30	0.108	-4.347	891.758	1.811	492.358

ตารางที่ 11. ค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (MSE) และค่าประสิทธิภาพสัมพัทธ์ (RE) ของตัวประมาณภายใต้ประชากรที่ศึกษา เมื่อคำนวณจาก ข้อมูลชุดที่ 2

ขนาดตัวอย่าง	ค่า Bias		ค่า MSE		ค่า $RE\left(\bar{y}_{RP}^{PS(d)}, \bar{y}_{RP}^{PS}\right)$
	$\bar{y}_{RP}^{PS}$	$\bar{y}_{RP}^{PS(d)}$	$\bar{y}_{RP}^{PS}$	$\bar{y}_{RP}^{PS(d)}$	
n = 8	0.012	-0.007	0.546	0.538	1.015
n = 10	-0.010	-0.007	0.106	0.079	1.341
n = 20	0.002	-0.016	0.494	0.247	2.002
n = 30	0.004	-0.021	0.093	0.013	7.413

จากตารางที่ 10 และ 11 พบว่า ค่าความเอนเอียงของตัวประมาณที่นำเสนอทั้งหมดมีค่าเป็นลบ และค่าความเอนเอียงของตัวประมาณของ Tailor et al. (2016) ส่วนมากมีค่าเป็นบวก และ ตัวประมาณที่นำเสนอมีประสิทธิภาพสูงกว่าตัวประมาณของ Tailor et al. (2016) เนื่องจากให้ค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (MSE) น้อยกว่า ในทุกระดับขนาดตัวอย่างที่กำหนด และค่าประสิทธิภาพสัมพัทธ์ (RE) มีค่ามากกว่า 1 ในทุกระดับขนาดตัวอย่างที่กำหนด

วิจารณ์และสรุปผลการทดลอง

การจากศึกษา ตัวประมาณของ Singh et al. (2005) ได้เสนอตัวประมาณแบบอัตราส่วนร่วมกับผลคูณแบบคู่กันที่ใช้ในการประมาณค่าเฉลี่ยประชากรในการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบง่าย และตัวประมาณของ Tailor et al. (2016)

ได้เสนอตัวประมาณแบบอัตราส่วนร่วมกับผลคูณที่ใช้ในการประมาณค่าเฉลี่ยประชากรในการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม ผู้วิจัยได้ทำการปรับปรุงตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากร ให้มีประสิทธิภาพมากยิ่งขึ้น โดยการแปลงค่า x_{hi} และ z_{hi} ให้อยู่ในรูปของ $x_{hi}^* = \frac{\bar{X}_h N_h - x_{hi} n_h}{N_h - n_h}$ และ $z_{hi}^* = \frac{\bar{Z}_h N_h - z_{hi} n_h}{N_h - n_h}$, $h=1,2,3,\dots,L$ ภายใต้การเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม ดังนั้นผู้วิจัยจึงได้เสนอตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากร โดยใช้อัตราส่วนร่วมกับผลคูณแบบคู่กัน สำหรับการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม

เมื่อพิจารณาค่าความเอนเอียง จากข้อมูลทั้ง 2 ชุด พบว่า ค่าความเอนเอียงของตัวประมาณที่นำเสนอทั้งหมดมีค่าเป็นลบ และค่าความเอนเอียงของตัวประมาณของ Tailor et al. (2016) ส่วนมากมีค่าเป็นบวก จึงส่งผลให้ค่าประมาณที่คำนวณจากประมาณที่นำเสนอมีค่าต่ำกว่าค่าจริง ดังนั้น ผู้วิจัยจึงทำการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวประมาณที่นำเสนอกับตัวประมาณของ Tailor et al. (2016) โดยพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยและค่าประสิทธิภาพสัมพัทธ์ จากผลการคำนวณค่าเชิงตัวจากข้อมูลทั้ง 2 ชุด ดังตารางที่ 1 และ 2 ตามลำดับ พบว่าตัวประมาณที่นำเสนอมีประสิทธิภาพสูงกว่าตัวประมาณของ Tailor et al. (2016)

เมื่อพิจารณาจากการแบ่งขนาดตัวอย่างออกเป็น 4 ระดับ คือ ตัวอย่างขนาด $n=8, n=10, n=20$ และ $n=30$ จากผลการคำนวณค่าเชิงตัวเลขจากข้อมูลทั้ง 2 ชุด พบว่า ตัวประมาณที่นำเสนอมีประสิทธิภาพสูงขึ้น เมื่อขนาดตัวอย่างเพิ่มขึ้น จะสังเกตได้ว่า เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็กค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยจะมีค่ามาก และค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยลดลงเมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น

แต่เมื่อพิจารณาที่ขนาดตัวอย่าง $n=30$ จากข้อมูลชุดที่ 1 จะเห็นได้ว่า ค่าประสิทธิภาพสัมพัทธ์เพิ่มขึ้นเป็น 492.358 เท่า ในขณะที่ข้อมูลชุดที่ 2 ค่าประสิทธิภาพสัมพัทธ์เพิ่มขึ้น 7.413 เท่า ซึ่งจะเห็นได้ว่าลักษณะของประชากรที่ศึกษาในข้อมูลชุดที่ 1 และ 2 (จากตารางที่ 1 ในหน้า 9) มีความแตกต่างกัน เมื่อพิจารณาจากค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานหรือลักษณะของประชากรที่ศึกษาจากข้อมูลทั้ง 2 ชุด โดยข้อมูลชุดที่ 1 จะมีค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของตัวแปรที่สนใจศึกษาสูง โดยเฉพาะตัวแปรช่วย x และ z ส่วนในข้อมูล ชุดที่ 2 ค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของตัวแปรที่สนใจศึกษา มีค่าไม่มากนัก ดังนั้น เมื่อพิจารณาจากลักษณะของประชากรที่ศึกษา จากที่กล่าวมาข้างต้นทำให้เห็นถึงความแตกต่างของค่าประสิทธิภาพสัมพัทธ์ของตัวประมาณที่นำเสนอ จากการเลือกตัวอย่างสุ่มแบบแบ่งชั้นภูมิภายหลังการสุ่ม ทำให้ตัวประมาณที่นำเสนอมีประสิทธิภาพเพิ่มมากขึ้น

เอกสารอ้างอิง

- Bandyopadhyay, S. (1980). Improved ratio and product estimators. *Sankhyā Series C*, 42(2), 45-49.
- Singh, H. P., Singh, R., Espejo, M. R., Pineda, M. D. & Nadarajah, S. (2005). On the efficiency of a dual to ratio-cum-product estimator in sample surveys. *Mathematical Proceedings of the Royal Irish Academy*, 105A(2), 51-56.

- Singh, M. P. (1967). Ratio-cum-product method of estimation. *Metrika*, 12(1), 34-42. <https://doi.org/10.1007/BF02613481>
- Srivenkataramana, T. (1980). A dual to ratio estimator in sample surveys. *Biometrika*, 67(1), 199-204. <https://doi.org/10.1093/biomet/67.1.199>
- Suwattee, P. (2011). *Sample survey: sampling designs and analysis* (1st ed.). Bangkok, Thailand: NIDACIP.
- Tailor, R., Chouhan, S., Tailor, R. & Garg, N. (2012). A ratio-cum product estimator of population mean in stratified random sampling using two auxiliary variables. *Statistica*, 72(3), 287-297. doi: 10.6092/issn.1973-2201/3648
- Tailor, R., Lone, H. A., Pandey, R. & Kumar, M. (2016). Ratio-cum-product type estimator of finite population mean in case of post stratification. *Mathematical Sciences Letters*, 5(1), 103-106. <http://dx.doi.org/10.18576/msl/050115>
- Ungpansattawong, S. (2011). *Sample survey designs* (1st ed.). Khon Kaen, Thailand: Khon Kaen University Printing House.

Academic Article

การประยุกต์ใช้โปรแกรม R สำหรับการแสดงผลด้านภูมิสารสนเทศ

Application of R programming for the geoinformatic display

ธวัชชัย นาอูดม^{1*}

Tawatchai Na-U-Dom^{1*}

¹คณะวิทยาศาสตร์และสังคมศาสตร์ มหาวิทยาลัยบูรพา วิทยาเขตสระแก้ว อำเภอวัฒนานคร จังหวัดสระแก้ว 27160

¹Faculty of Science and Social Science, Burapha University Sakaeo Campus, Watthana Nakorn, Sakaeo 27160

*E-mail: tawatchai.na@buu.ac.th

Received: 21/06/2018; Accepted: 26/10/2018

บทคัดย่อ

ในปัจจุบันศาสตร์ทางด้านภูมิสารสนเทศได้เข้ามามีบทบาทอย่างมากต่องานวิจัยในสาขาต่าง ๆ โดยเฉพาะอย่างยิ่งด้านการจัดการทรัพยากรธรรมชาติและสิ่งแวดล้อม ซึ่งต้องใช้ซอฟต์แวร์ด้านภูมิสารสนเทศที่มีประสิทธิภาพในการแสดงผลข้อมูลซึ่งเป็นพื้นฐานสำคัญในการวิจัยและวางแผนด้านการจัดการทรัพยากรธรรมชาติและสิ่งแวดล้อมทั้งในเชิงเวลาและพื้นที่ โดยนอกเหนือจากซอฟต์แวร์ลิขสิทธิ์ที่มีราคาแพง โปรแกรม R จึงเป็นทางเลือกที่น่าสนใจในประยุกต์ใช้เพื่อแสดงผลข้อมูลด้านภูมิสารสนเทศ เนื่องจากเป็นโปรแกรมโอเพนซอร์ส (open source) ที่ใช้งานฟรี อีกทั้งยังมีแพ็คเกจด้านการแสดงผลข้อมูลภูมิสารสนเทศที่หลากหลาย จึงทำให้โปรแกรม R ได้ถูกนำไปประยุกต์ใช้อย่างแพร่หลายในการแสดงผลข้อมูลด้านภูมิสารสนเทศ

คำสำคัญ: โปรแกรม R , การแสดงผลข้อมูล , ภูมิสารสนเทศ

Abstract

Nowadays, geoinformatic science has played an important role in current research, especially natural resource and environmental management. The high efficiency geoinformatic software is important to display the geoinformatic data, which is vital for researches and the effective natural resource and environmental management in both temporal and spatial analysis. Beside the copyrighted and expensive geoinformatic software, R may be a good choice for display the geoinformatic data. In addition, R is copyrighted, but it is open source,

free to use and provide in number of geoinformatic packages. Thus, R is widely applied to display geoinformatic data.

Keywords: R programming, display, geoinformatic science

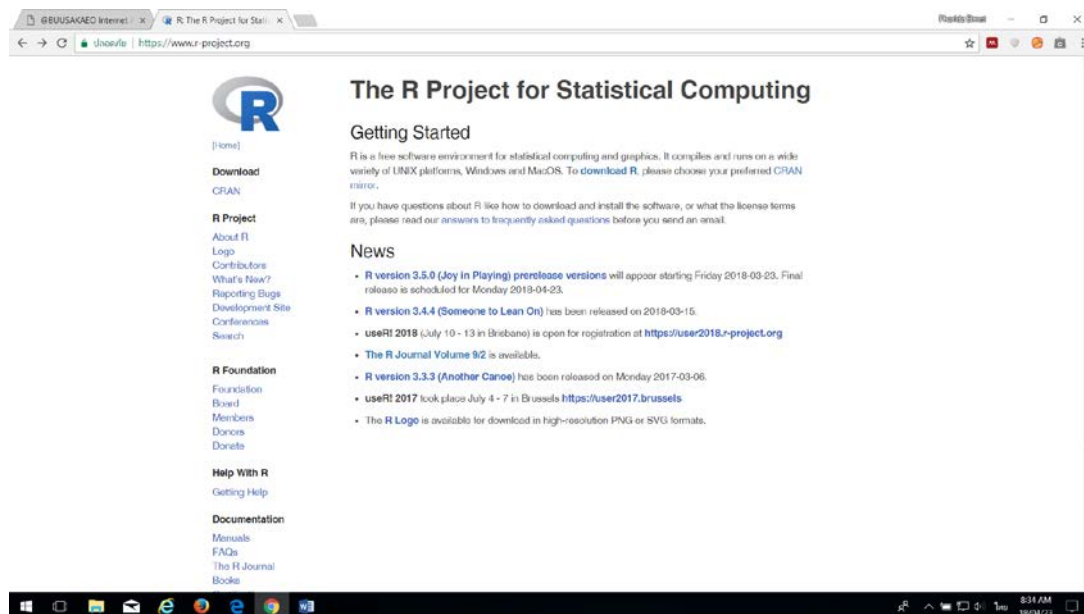
บทนำ

ภาษา R เป็นภาษาคอมพิวเตอร์ที่พัฒนาและเผยแพร่โดย GNU project ภายใต้ GNU General Public License ซึ่งสามารถใช้งานได้ทั้งในระบบปฏิบัติการ Windows Mac Os และ Unix (Khoomsab, 2016; Paradis, 2005) โดยในระดับนานาชาติ มูลนิธิ R เพื่อการคำนวณทางสถิติ (R foundation for statistical computing) จะทำหน้าที่จัดการประชุมเพื่อรายงานความก้าวหน้าและการพัฒนาโปรแกรม R โดยในประเทศไทยนั้น มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์ วิทยาเขตหาดใหญ่ เป็นแหล่งคู่สำเนา (mirror) ที่ให้บริการด้านการดาวน์โหลด (download) โปรแกรม R และแพ็คเกจ (package) ต่าง ๆ สำหรับโปรแกรม R เพื่อให้ผู้ใช้งานที่อยู่ในประเทศไทยสามารถเรียกใช้งานได้อย่างรวดเร็ว โดยในปัจจุบัน โปรแกรม R มีแพ็คเกจหลายตัวพัฒนาขึ้นเพื่อใช้งานในด้านภูมิสารสนเทศ ซึ่งสามารถนำไปประยุกต์ใช้งานได้อย่างกว้างขวาง เช่น สมุทรศาสตร์ (Kelley et al., 2018) อุดุนิยมวิทยา (Guijarro, 2016) ภูมิสารสนเทศ และสถิติเชิงพื้นที่ (Hijmans, 2017; Pebesma et al., 2018; Na-U-Dom et al., 2017) เป็นต้น

บทความนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อแนะนำการใช้โปรแกรม R ขึ้นพื้นฐานสำหรับการแสดงผลข้อมูลทางภูมิสารสนเทศเพื่อใช้ในการแสดงผลข้อมูลเชิงพื้นที่ โดยมีการนำเสนอตั้งแต่การใช้โปรแกรม R เบื้องต้น โปรแกรม R กับแพ็คเกจด้านสารสนเทศภูมิสารสนเทศ และโปรแกรม R สำหรับการแสดงผลข้อมูลด้านภูมิสารสนเทศ ซึ่งสามารถนำไปใช้ประกอบการแสดงผลข้อมูลภูมิสารสนเทศที่สวยงามสำหรับนำเสนอข้อมูล หรือใช้ในการนำใช้งานวิจัย นอกจากนี้ยังเป็นพื้นฐานที่สำคัญในการต่อยอดด้านการใช้โปรแกรม R ให้เกิดประโยชน์ด้านการวิเคราะห์และแสดงผลข้อมูลภูมิสารสนเทศ ซึ่งมีจุดเด่นที่ไม่มีค่าใช้จ่ายในเรื่องของลิขสิทธิ์และยังสามารถปรับปรุงแก้ไขรหัสต้นฉบับ (source code) ให้เข้ากับวัตถุประสงค์ของผู้ใช้ได้อีกด้วย

โปรแกรม R เบื้องต้น

โปรแกรม R รุ่น (version) 3.5.0 (R Core Team, 2018) หรือรุ่นก่อนหน้านี้นี้สามารถดาวน์โหลดได้จาก <https://www.r-project.org> (รูปที่ 1) จากนั้นจึงเลือกดาวน์โหลด โดยเลือกจากคู่สำเนาดาวน์โหลดในประเทศไทย (<http://mirrors.psu.ac.th/pub/cran>) ที่จัดทำโดย มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์ วิทยาเขตหาดใหญ่ จากนั้นจึงดาวน์โหลดโปรแกรม R ซึ่งมีบริการระบบปฏิบัติการ Windows Mac Os และ Unix แล้วจึงทำการติดตั้ง (install) ลงในเครื่องคอมพิวเตอร์ของผู้ใช้

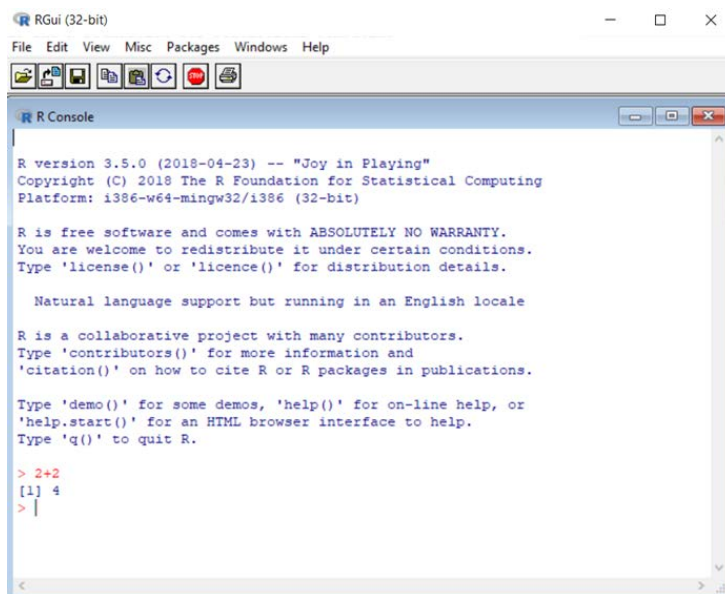


รูปที่ 1. หน้าต่างของ <https://www.r-project.org>

เมื่อต้องการเปิดโปรแกรม R ให้ดับเบิลคลิก (double click) ที่สัญลักษณ์ (icon) R ในโฟลเดอร์ (folder) ที่ผู้ใช้ได้ติดตั้งโปรแกรมไว้ จากนั้นหน้าต่างของโปรแกรม R (R console) จะปรากฏดังรูปที่ 2 โดยประกอบด้วยเมนูต่างๆ เช่น File, Edit, Misc, Packages, Window และ Help โดยเมื่อสัญลักษณ์ > (prompt) ปรากฏ แสดงว่าโปรแกรม R พร้อมที่จะทำงานและรับคำสั่งจากผู้ใช้ (Jansakul, 2009) อย่างไรก็ตาม โปรแกรม R จะรับคำสั่งและแสดงผลเป็นภาษาอังกฤษเท่านั้น โดยมีข้อควรระวังที่ระบุไว้ใน R Console ความว่า “R is free software and comes with ABSOLUTELY NO WARRANTY.” ซึ่งหมายถึง โปรแกรม R เป็นซอฟต์แวร์ (software) ที่ไม่มีค่าใช้จ่าย และไม่รับประกันข้อผิดพลาดจากระบบของโปรแกรม เช่น อาการค้าง (hang) และการหยุดทำงานของซอฟต์แวร์ ทำให้ข้อมูลที่ทำงานนั้นสูญหายหรือเกิดความเสียหาย ซึ่งข้อควรระวังดังกล่าวนี้เกิดขึ้นได้กับซอฟต์แวร์ทั่ว ๆ ไป โดยเฉพาะ R เท่านั้น (Khoomsab, 2016)

โปรแกรม R แสดงผลการคำนวณทางคณิตศาสตร์ได้ โดยใช้คำสั่ง บวก (+) ลบ (-) คูณ (*) และหาร (/) ด้วยการพิมพ์คำสั่งที่สัญลักษณ์ > ใน R console เช่น 2+2 จากนั้นจึงกดปุ่มป้อนเข้า (enter) ที่แป้นแป้นอักษร (keyboard) เพื่อทำการประมวลผลคำสั่งและได้ผลลัพธ์ออกมา (= 4) ดังรูปที่ 2 นอกจากนี้ผู้ใช้งานยังสามารถขอความช่วยเหลือออนไลน์ (online help) ในกรณีที่ไม่ทราบวากยสัมพันธ์ (syntax) ของคำสั่งต่าง ๆ โดยการพิมพ์คำสั่ง ? ตามด้วยฟังก์ชัน (function) ที่จะขอความช่วยเหลือ หรือพิมพ์ help (ฟังก์ชันที่จะขอความช่วยเหลือ) ที่สัญลักษณ์ >

ใน R console ตัวอย่างเช่น ?lm หรือ help(lm) เป็นการค้นหาคำอธิบายและตัวอย่างการใช้ของฟังก์ชัน lm ซึ่งเป็นฟังก์ชันในการวิเคราะห์สมการเชิงเส้น เป็นต้น โดยโปรแกรม R สามารถเรียกดูคำสั่งเก่าได้โดยกดลูกศรขึ้นลงที่เป็นพิมพ์ นอกจากนี้ยังเพิ่มหมายเหตุ (comment) โดยใช้สัญลักษณ์ # (number sign) ซึ่งโปรแกรม R จะไม่ประมวลผลคำสั่งหลังสัญลักษณ์ #



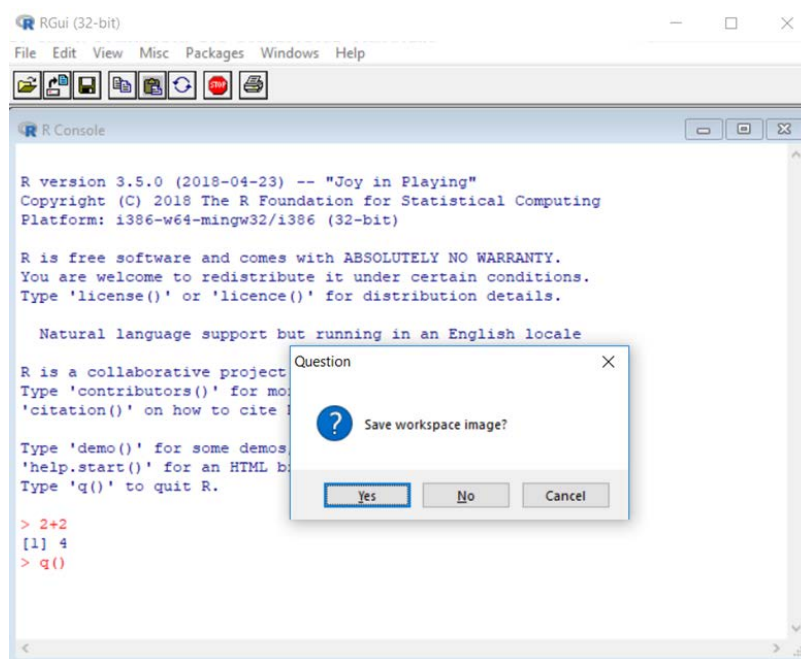
รูปที่ 2. หน้าต่างและตัวอย่างการแสดงผลการคำนวณใน R console

การออกจากโปรแกรม R สามารถทำได้โดยการพิมพ์คำสั่ง q() จากนั้นจะมีหน้าต่างปรากฏขึ้นเพื่อถามผู้ใช้งานว่าต้องการบันทึกข้อมูล (save) ที่ทำไว้หรือไม่ก่อนออกจากโปรแกรกดรูปที่ 3 โดยหากตอบ yes แล้วโปรแกรม R จะบันทึกสิ่งที่สร้างขึ้นในรูปของ .Rdata ไว้ในสารบบการทำงาน (working directory) โดยสามารถตรวจสอบสารบบการทำงานของโปรแกรม R ได้ด้วยคำสั่ง getwd() และผู้ใช้สามารถระบุสารบบการทำงานของโปรแกรมได้ด้วยคำสั่ง setwd(“ที่อยู่ของสารบบใหม่ที่ใช้กำหนด”) โดยที่การระบุและกำหนดชื่อโฟลเดอร์ของสารบบการทำงานต้องเป็นภาษาอังกฤษเท่านั้น

โปรแกรม R กับแพ็คเกจด้านภูมิสารสนเทศ

ภูมิสารสนเทศเป็นศาสตร์ที่เน้นการบูรณาการทางด้านการสำรวจ จัดทำแผนที่ และการแสดงผลเชิงพื้นที่เข้าด้วยกัน อันประกอบไปด้วย การสำรวจข้อมูลระยะไกล (remote sensing) ระบบสารสนเทศภูมิศาสตร์ (geographic information system) และ ระบบกำหนดตำแหน่งบนพื้นโลก (global positioning system) เพื่อ

ประยุกต์ใช้ในงานด้านต่าง ๆ (Geo-Informatics and Space Technology Development Agency & Remote Sensing and Geographic Information System Association of Thailand, 2009) ข้อมูลด้านภูมิสารสนเทศแบ่งได้เป็น 2 ลักษณะ ได้แก่ 1) ข้อมูลแบบเวกเตอร์ (vector data structure) ซึ่งจะประกอบด้วยจุด (points) เส้น (lines) และรูปหลายเหลี่ยม (polygons) และ 2) ข้อมูลแบบแรสเตอร์ (raster data structure) เป็นการจัดเก็บข้อมูลในรูปแบบของจุดภาพ (pixels) ที่เรียงต่อเนื่องกันไปตามแถวแนวนิ่งและแนวอน (Department of Marine and Coastal Resources, 2015) โดยโปรแกรม R มีความสามารถในการแสดงผลด้านภูมิสารสนเทศ ตัวอย่างเช่น การแสดงผลการเปลี่ยนแปลงเชิงพื้นที่และเชิงเวลาของค่า NDVI (normalized different vegetation index) และสภาพภูมิอากาศในเขตลุ่มน้ำโขง (Na-U-Dom et al., 2017) เป็นต้น โดยไม่ต้องพึ่งพาซอฟต์แวร์ลิขสิทธิ์ และขาดความยืดหยุ่นในการทำงาน ที่ผ่านมา การวิเคราะห์การเปลี่ยนแปลงเชิงพื้นที่ การวิเคราะห์แนวโน้ม และความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรเชิงพื้นที่นั้น ส่วนใหญ่ต้องซื้อแพ็คเกจเสริมที่มีราคาแพง ซึ่งอาจเป็นข้อจำกัดสำหรับการใช้เพื่อการศึกษาสำหรับนักศึกษาและผู้สนใจ



รูปที่ 3. การออกจากโปรแกรม R และการบันทึกการทำงานเข้าสู่ระบบ

สำหรับการดาวน์โหลดและติดตั้งแพ็คเกจด้านภูมิสารสนเทศ ผู้ใช้สามารถดาวน์โหลดแพ็คเกจได้ 2 วิธี คือ 1) ดาวน์โหลดจากฟังก์ชัน `install.packages()` (“ชื่อแพ็คเกจที่ต้องการติดตั้ง”) เช่น `install.packages("raster")` หรือ

2) เลือกเมนู Packages เลือก Install package(s) จากนั้นจะเข้าสู่หน้าต่าง secure CRAN mirror เลือก Thailand คลิก ok แล้วจึงเลือกแพ็คเกจที่จะติดตั้ง (เช่น raster) จากนั้นคลิก ok เป็นการเสร็จสิ้นกระบวนการการติดตั้งแพ็คเกจ

บทความนี้จะนำเสนอการใช้แพ็คเกจด้านภูมิสารสนเทศ 3 แพ็คเกจในการแสดงผลข้อมูลเชิงพื้นที่ ได้แก่ แพ็คเกจ raster sp และ prettymapr

1. แพ็คเกจ raster

แพ็คเกจ raster เป็นแพ็คเกจที่มีฟังก์ชันในการสร้าง อ่าน จัดการ และเขียนข้อมูลแรสเตอร์ การจัดการข้อมูลแรสเตอร์โดยใช้แพ็คเกจ raster เช่น การอ่านกลุ่มของไฟล์แรสเตอร์ รวมถึงการแสดงผลไฟล์แรสเตอร์ ซึ่งมีตัวอย่างการใช้งานดังนี้ (Hijmans, 2017)

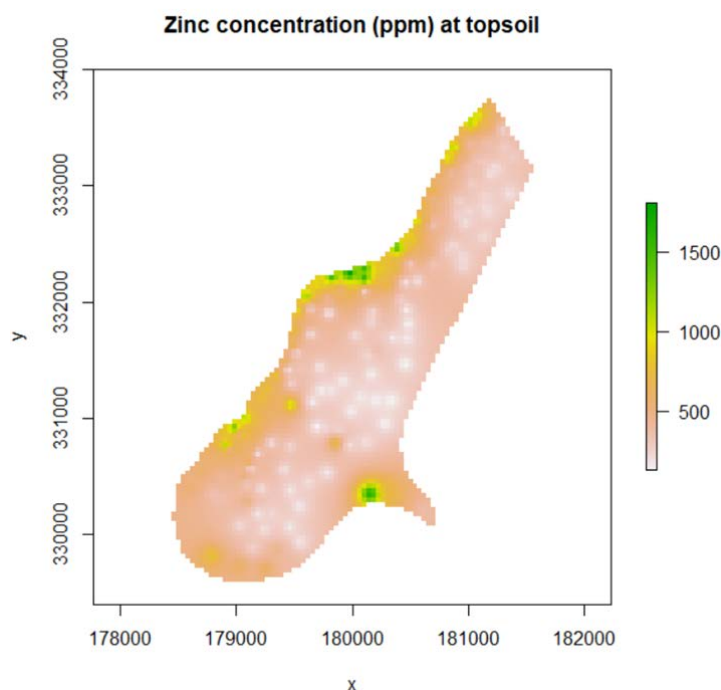
```
> Install.packages("raster") #ดาวน์โหลดและติดตั้งแพ็คเกจ raster
> library(raster) #เรียกแพ็คเกจ raster ขึ้นมาใช้งาน
> filename <- system.file("external/test.grd",package="raster") #เรียกตัวอย่างไฟล์จากแพ็คเกจ raster
>
> #แสดงถึงปริมาณความเข้มข้นของสังกะสี
>
> #ในดินบริเวณแม่น้ำเมือ (Meuse River)
>
> #ประเทศฝรั่งเศส (Hijmans, 2017)
># หากผู้ใช้ต้องการเรียกไฟล์แรสเตอร์ส่วนจากเครื่องคอมพิวเตอร์ ให้ใช้คำสั่ง raster ตัวอย่างเช่น
>#userdata <- raster("ที่อยู่ไฟล์แรสเตอร์ที่ผู้ใช้กำหนด/ไฟล์แรสเตอร์.tif")
> ZincC<-raster(filename) #เปลี่ยน grid file (.grd) ให้อยู่ในรูปของ RasterLayer (ในตัวแปรที่ชื่อ ZincC)
> #พล็อต (Plot) ไฟล์แรสเตอร์ตัวอย่างดังรูปที่ 4
> plot(ZincC,main="Zinc concentration (ppm) at topsoil",xlab="x",ylab="y")
```

2. แพ็คเกจ sp

แพ็คเกจ sp (Pebesma et al., 2018) เป็นแพ็คเกจที่ใช้จัดการกับระบบฐานข้อมูลเชิงพื้นที่แบบเวกเตอร์ซึ่งประกอบไปด้วย ข้อมูลแบบจุด เช่น ที่ตั้งของครัวเรือน หมู่บ้านเป็นต้น ข้อมูลแบบเส้น เช่น ถนน แม่น้ำ เป็นต้น และรูปหลายเหลี่ยม เช่น พื้นที่จังหวัด ขอบเขตพื้นที่ป่า เป็นต้น โดยข้อมูลในแพ็คเกจ sp จะได้เป็น SpatialPoints(DataFrame) SpatialLines(DataFrame) และSpatialPolygons(DataFrame) ซึ่งมีตัวอย่างการใช้งานดังนี้

```
> Install.packages("sp") #ดาวน์โหลดและติดตั้งแพ็คเกจ sp
> library(sp) #เรียกแพ็คเกจ sp ขึ้นมาใช้งาน
> data(meuse) #เรียกข้อมูลตัวอย่างจากแพ็คเกจ sp
> coordinates(meuse)~x+y #กำหนดจุดระบบพิกัดให้กับข้อมูล (ดูวากยสัมพันธ์ได้จาก ?coordinates)
```

```
> data(meuse.riv) #เรียกข้อมูลแม่น้ำเมิซ
> # ระบุข้อมูลแม่น้ำเมิซ ให้อยู่ในรูปของ SpatialPolygons (ในตัวแปรที่ชื่อ meuse.sr)
> meuse.sr = SpatialPolygons(list(Polygons(list(Polygon(meuse.riv)), "meuse.riv")))
> plot(meuse.sr, axes=TRUE, col="darkblue") #พล็อตแม่น้ำเมิซ (รูปที่ 5)
```



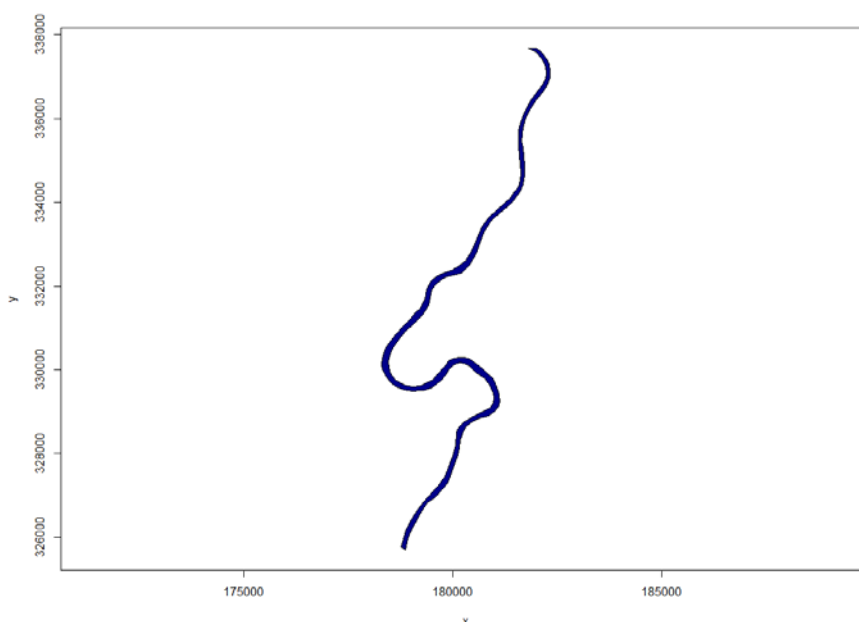
รูปที่ 4. ตัวอย่างการพล็อตไฟล์แรสเตอร์ด้วยแพ็คเกจ raster

3. แพ็คเกจ *prettymapr* (Dunnington, 2017)

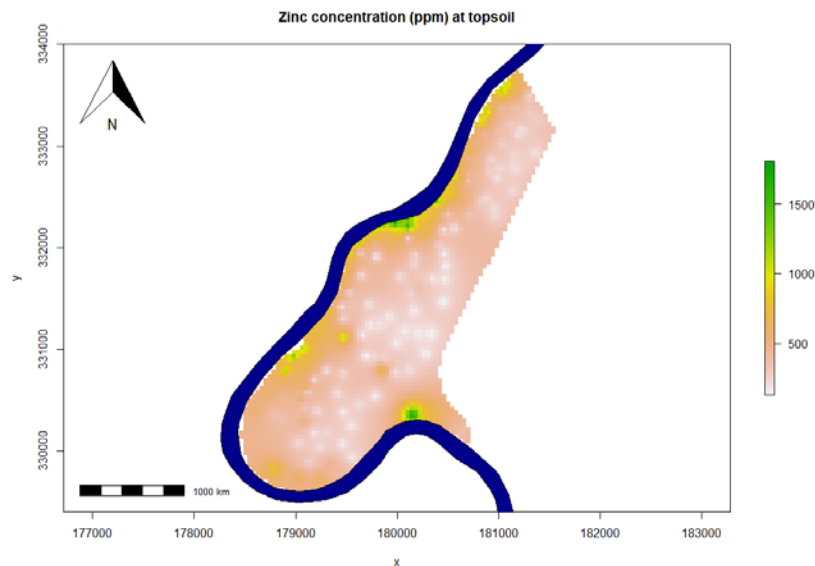
เป็นแพ็คเกจที่ใช้ในการพล็อตลูกศรทิศเหนือและมาตราส่วนแผนที่รวมถึงการสร้างกราฟิก (graphic) ด้านภูมิสารสนเทศอื่น ๆ ซึ่งมีคำสั่งการใช้งานที่ไม่ซับซ้อน โดยในหัวข้อนี้ จะใช้ข้อมูลจาก แพ็คเกจ raster และ sp ร่วมด้วย (รูปที่ 6) เพื่อให้ผู้ใช้สามารถนำไปปรับและประยุกต์ใช้กับการแสดงผลด้านภูมิสารสนเทศของผู้ใช้ได้เหมาะสม

```
> Install.packages("prettymapr") #ดาวน์โหลดและติดตั้งแพ็คเกจ prettymapr
> library(raster)
> library(sp)
> library(prettymapr) #เรียกแพ็คเกจ prettymapr ขึ้นมาใช้งาน
```

```
> ##### ข้อมูลเรสเตอร์ความเข้มข้นของสังกะสีบริเวณแม่น้ำเมิซจากแฟ็คเกจ raster #####
> filename <- system.file("external/test.grd",package="raster")
> ZincC<-raster(filename)
> ##### ข้อมูลเชิงพื้นที่แม่น้ำเมิซจากแฟ็คเกจ sp #####
> data(meuse)
> coordinates(meuse)=~x+y
> data(meuse.riv)
> meuse.sr = SpatialPolygons(list(Polygons(list(Polygon(meuse.riv)),"meuse.riv")))
> ##### แสดงผลข้อมูลความเข้มข้นของสังกะสีบริเวณแม่น้ำเมิซ #####
> plot(ZincC,main="Zinc concentration (ppm) at topsoil",xlab="x",ylab="y") #แสดงผลข้อมูลเรสเตอร์
> #####พล็อตซ้อนทับข้อมูลเชิงพื้นที่เข้ากับข้อมูลเรสเตอร์ ด้วยคำสั่ง add=TRUE#####
> plot(meuse.sr, axes=TRUE,col="darkblue",add=TRUE)
> ##### พล็อตตุ๊กศรแสดงทิศเหนือและมาตราส่วนแผนที่จากแฟ็คเกจ prettymap#####
> addnortharrow(pos = "topleft", cols = c("white", "black"),text.col = "black") #พล็อตตุ๊กศรแสดงทิศเหนือ
> addscalebar(plotunit = "km", label.col = "black", pos = "bottomleft") #พล็อตมาตราส่วนแผนที่
```



รูปที่ 5. เส้นขอบเขตแม่น้ำเมิซที่ได้จากแฟ็คเกจ sp



รูปที่ 6. การแสดงผลด้านภูมิสารสนเทศโดยใช้แพ็คเกจ raster sp และ prettypapr

การอ้างอิงโปรแกรม R

ผู้ใช้งานสามารถเขียนอ้างอิงโปรแกรม R ในเอกสารอ้างอิงหรือบรรณานุกรมได้ โดยพิมพ์คำสั่ง citation() ที่ R console โดยจะปรากฏข้อความดังรูปที่ 7

```
RGU (32-bit)
File Edit View Misc Packages Windows Help

R Console

> citation()

To cite R in publications use:

R Core Team (2018). R: A language and environment for statistical
computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
URL https://www.R-project.org/.

A BibTeX entry for LaTeX users is

@Manual{,
  title = {R: A Language and Environment for Statistical Computing},
  author = {{R Core Team}},
  organization = {R Foundation for Statistical Computing},
  address = {Vienna, Austria},
  year = {2018},
  url = {https://www.R-project.org/},
}

We have invested a lot of time and effort in creating R, please cite it
when using it for data analysis. See also 'citation("pkgname")' for
citing R packages.

> |
```

รูปที่ 7. ตัวอย่างการอ้างอิงโปรแกรม R

สรุป

การใช้โปรแกรม R เพื่อการแสดงผลข้อมูลด้านภูมิสารสนเทศเป็นอีกทางเลือกหนึ่งสำหรับนักวิจัยที่ทำงานด้านการแสดงผลข้อมูลเชิงพื้นที่หรือใช้ในการเรียนการสอนวิชาภูมิสารสนเทศ โดยบทความนี้ผู้เขียนได้ทำการแนะนำแพ็คเกจด้านภูมิสารสนเทศจำนวน 3 แพ็คเกจ คือแพ็คเกจ raster, sp และ prettymapr ซึ่งมีการใช้งานฟังก์ชันที่ไม่ซับซ้อน เหมาะสำหรับการเรียนรู้สำหรับผู้เริ่มต้น และใช้เป็นพื้นฐานในการใช้โปรแกรม R เพื่อการแสดงผลด้านภูมิสารสนเทศในขั้นสูงต่อไป

ข้อดีของโปรแกรม R คือเป็นโปรแกรมที่ไม่มีค่าใช้จ่ายและมีแพ็คเกจด้านภูมิสารสนเทศอีกมากมาย เช่น แพ็คเกจ rasterVis และ rgdal เป็นต้น โดยผู้ใช้งานสามารถเลือกใช้ได้ตามความเหมาะสมและวัตถุประสงค์ที่หลากหลาย ทำให้โปรแกรม R มีความยืดหยุ่นในการใช้งาน อย่างไรก็ตามโปรแกรม R ก็มีข้อเสียที่สำคัญ คือผู้ใช้งานต้องเรียนรู้และเขียนคำสั่งด้วยภาษา R ซึ่งอาจเป็นปัญหาสำหรับผู้เริ่มต้นอยู่บ้าง แต่อย่างไรก็ตาม กลุ่มผู้พัฒนาโปรแกรม R ได้จัดทำเอกสารการใช้โปรแกรม R และคู่มือการใช้แพ็คเกจต่าง ๆ รวมถึงการขอความช่วยเหลือออนไลน์ในการใช้ฟังก์ชันต่าง ๆ จึงทำให้โปรแกรม R เป็นที่แพร่หลายและนำไปใช้ในการวิจัยเพิ่มมากขึ้น

เอกสารอ้างอิง

- Department of Marine and Coastal Resources. (2015). *Geo-Informatics of Marine and Coastal Resources* (2nd ed.). Chonburi, Thailand: Pattaya Graphic Print Company Limited.
- Dunnington, D. (2017). *Package "prettymapr"*. Retrived June 18, 2018, from <https://cran.r-project.org/web/packages/prettymapr/prettymapr.pdf>
- Geo-Informatics and Space Technology Development Agency & Remote Sensing and Geographic Information System Association of Thailand. (2009). *Space Technology and Geo-Informatics*. Bangkok, Thailand: Amarin Printing and Publishing Public Company Limited.
- Guijaro, J. A. (2016). *Package "climatol"*. Retrived March 16, 2018, from <https://cran.r-project.org/web/packages/climatol/climatol.pdf>
- Hijmans, R. J. (2017). *Introduction to the "raster" package*. Retrived March 16, 2018, from <https://cran.r-project.org/web/packages/raster/vignettes/Raster.pdf>
- Jansakul, N. (2009). *Experimental Design and Data Analysis with R*. Bangkok: Chula Press.
- Kelly, D. (2018). *Pacakge "oce"*. Retrived March 16, 2018, from <https://cran.r-project.org/web/packages/oce/oce.pdf>
- Khoomsab, K. (2016). Application of R programming for biological teaching and research. *Thai Journal of Science and Technology*, 24(5), 831-842. doi: 10.14456/tstj.2016.68

- Na-U-Dom, T., Mo, X., & García, M. (2017). Assessing the climatic effects on vegetation dynamics in the Mekong River Basin. *Environments*. 4(17), 1-15. doi: 10.3390/environments4010017
- Paradis, E. (2005). *R for beginners*. Retrived January 20, 2018, from https://cran.r-project.org/doc/contrib/Paradis-rdebuts_en.pdf
- Pebesma, E., Bivand, R., Rowlingson, B., Gómez-Rubio, V., Hijmans, R., Summer, M. et al. (2018). *Package "sp"*. Retrived March 16, 2018, from <https://cran.r-project.org/web/packages/sp/sp.pdf>
- R Core Team. (2018). *R: A language and environment for statistical computing*. Retrived May 16, 2018, from <http://www.r-project.org/>