



วารสาร เทคนิคการแพทย์ และกายภาพบำบัด

ISSN 0857-6653

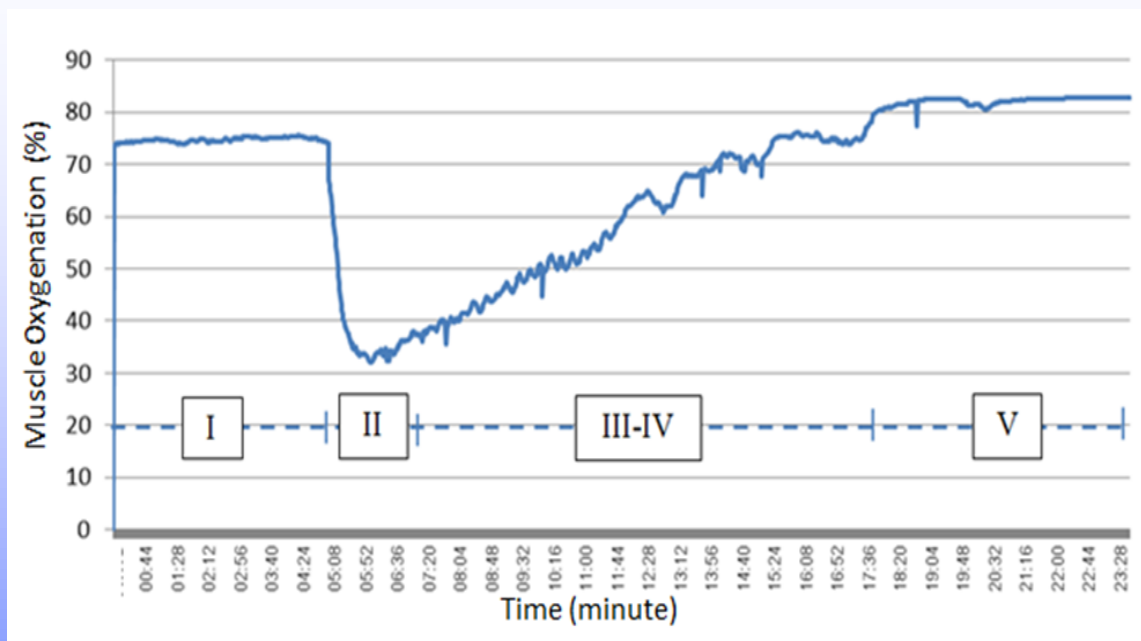
VOLUME 30 NUMBER 3 SEPTEMBER - DECEMBER 2018

<http://www.tci-thaijo.org/index.php/ams>

*** วารสารวิชาการระดับชาติที่ได้รับการรับรองคุณภาพจาก TCI และ ACI และ สวก. ***

ปีที่ 30 ฉบับที่ 3

กันยายน - ธันวาคม 2561



กราฟค่าเฉลี่ยต่อเนื่องของ Muscle oxygenation



วารสาร

เทคนิคการแพทย์และกายภาพบำบัด

JOURNAL OF MEDICAL TECHNOLOGY AND PHYSICAL THERAPY

วัตถุประสงค์

1. เป็นสื่อกลางเผยแพร่วิชาการทางด้านเทคนิคการแพทย์ กายภาพบำบัด วิทยาศาสตร์การแพทย์ และสาขาอื่นที่เกี่ยวข้อง
2. ส่งเสริมความเข้าใจอันดีระหว่างนักเทคนิคการแพทย์ นักกายภาพบำบัด และบุคลากรทางการแพทย์

เจ้าของและสำนักงาน

คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น 40002

โทรศัพท์/โทรสาร 0-4320-2399, 0-4334-7482

ที่ปรึกษา

รองศาสตราจารย์ ดร. พชัย เจริญนัยกุล

คณบดีคณะเทคนิคการแพทย์

กองบรรณาธิการ

บรรณาธิการ รศ.ดร. จุรีรัตน์ ดาดวง
รองบรรณาธิการ อ.ดร. อัญชลี เตชะเสน
กองบรรณาธิการ ศ.ดร. วัชรระ กสิณฤกษ์
รศ.ดร. สมชาย สันติวัฒนกุล
รศ.ดร. ชีระชัย ธนानันต์
รศ.ดร. อรุณวดี ชนวงษ์
ศ.ดร. เต็มดวง ลิ้มไพบูลย์
รศ.ดร. วัชรินทร์ ลอยลม
รศ.ดร. อาทิตย์ พวงมะลิ
รศ.ดร. วิมลวรรณ เที่ยงแก้ว
รศ.ดร. วิชัย อิงพิณิจพงศ์
รศ.ดร. สุกัลยา อมตฉายา
ผศ.ดร. อุไรวรรณ ชัชวาลย์
ผศ.ดร. อลงกต เอมะสิทธิ์

คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น
คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น
คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
คณะแพทยศาสตร์ มหาวิทยาลัยศรีนครินทรวิโรฒ
คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์
คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น
คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น
คณะแพทยศาสตร์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น
คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
คณะกายภาพบำบัด มหาวิทยาลัยมหิดล
คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น
คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น
คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น
คณะแพทยศาสตร์โรงพยาบาลรามาธิบดี มหาวิทยาลัยมหิดล

International Editorial Board

Assoc. Prof. Dr. Xingze Wang

Gannan Normal University, China

กองจัดการ

ผู้จัดการ นางสาวชลธิศา พลทองมาก
กรรมการ นางสาวสุทธิลักษณ์ พัดเพ็ง
นายศุภกร ชรรค์แก้ว

กำหนดออก ปีละ 3 ฉบับ

ฉบับที่ 1 มกราคม – เมษายน

ฉบับที่ 2 พฤษภาคม – สิงหาคม

ฉบับที่ 3 กันยายน – ธันวาคม

พิมพ์ที่

โรงพิมพ์มหาวิทยาลัยขอนแก่น

ต.ในเมือง อ.เมือง จ.ขอนแก่น 40002

โทรศัพท์/โทรสาร 0-4320-2100



วารสาร

เทคนิคการแพทย์และกายภาพบำบัด

JOURNAL OF MEDICAL TECHNOLOGY AND PHYSICAL THERAPY

OBJECTIVES

1. To serve as a medium for propagating knowledge, technology and research in medical technology, physical therapy and health sciences.
2. To promote better understanding among medical technologists, physical therapists and other health personnels.

OWNER AND OFFICE

Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University 40002

Tel./Fax. 0-4320-2399, 0-4334-7482

ADVISORY

Assoc. Prof. Dr. Patcharee Jearanaikoon

Dean, Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University

EDITORIAL BOARD

Editor	Assoc. Prof. Dr. Jureerut Daduang	Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University
Deputy Editor	Dr. Aunchalee Techasen	Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University
Members	Prof. Dr. Wachara Kasinrer	Faculty of Associated Medical Sciences, Chiang Mai University
	Assoc. Prof. Dr. Somchai Santiwatanakul	Faculty of Medicine, Srinakharinwirot University
	Assoc. Prof. Dr. Theerachai Thanananta	Faculty of Science and Technology, Thammasat University
	Assoc. Prof. Dr. Aroonwadee Chanawong	Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University
	Prof. Dr. Temduang Limpaboon	Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University
	Assoc. Prof. Dr. Watcharin Loilome	Faculty of Medicine, Khon Kaen University
	Assoc. Prof. Dr. Aatit Paungmali	Faculty of Associated Medical Sciences, Chiang Mai University
	Assoc. Prof. Dr. Vimomwan Hiengkaew	Faculty of Physical Therapy, Mahidol University
	Assoc. Prof. Dr. Wichai Eungpinichpong	Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University
	Assoc. Prof. Dr. Sugalya Amatachaya	Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University
	Assis. Prof. Dr. Uraiwon Chatchawan	Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University
	Assis. Prof. Dr. Alongkot Emasithi	Faculty of Medicine, Ramathibodi Hospital, Mahidol University

International Dr. Editorial Board

Assoc. Prof. Dr. Xingze Wang

Gannan Normal University, China

MANAGEMENT BOARD

Manager	Chontisa Ponthongmak
Members	Sutthilak Phatpheng
	Supakorn Khankaew

Publication 3 issues per year

Issue 1: January – April

Issue 2: May – August

Issue 3: September – December

PRINTED AT

KKU Printing House, Khon Kaen University

Naimuang, Muang, Khon Kaen 40002 Thailand

Tel./Fax 0-4320-2100



วารสาร

เทคนิคการแพทย์และกายภาพบำบัด

JOURNAL OF MEDICAL TECHNOLOGY AND PHYSICAL THERAPY

ปีที่ 30 ฉบับที่ 3 กันยายน - ธันวาคม 2561

สารบัญ

หน้า

นิพนธ์ต้นฉบับ

- ช่วงระยะเวลาพักและความแตกต่างของท่าทางที่มีผลต่อแรงบีบมือในวัยผู้ใหญ่ตอนต้น 267
ศุภศาสตร์ คนหาญ จิตติมา ไชยชาญ อริสา เหลืองบุตรนาค
จิระชัย คารวะ และ คชา อุดมตะคุ
- ปัจจัยเสี่ยงที่สัมพันธ์กับการปวดหลังส่วนล่างในพยาบาลแม่และเด็ก 277
สุนิสา ชายเกลี้ยง จันทรรักษ์ สมด้ว
- การเตรียมตัวอย่างทดสอบมาตรฐานสำหรับการเปรียบเทียบคุณภาพของการตรวจหาฮอร์โมน เอชซีจีด้วยชุดตรวจการตั้งครรภ์ในเครือข่ายห้องปฏิบัติการทางการแพทย์ 288
วิภาดา ปะนัดเต ญัฐยา แซ่ฮึง และยุพิน อนิวรรณอังกูร
- ความสอดคล้องกันในการแบ่งประเภทรูปร่างของเท้าระหว่างการตรวจคัดกรอง ด้วยการวัดความสูงของอุ้งเท้าและดัชนีภาพพิมพ์เท้า 300
ทกมล หารราชวงศ์ ภารดี ญาตินิยม จารุกัญญ์ แสงสุข ณรงค์กรณ์ หล้าดวงดี
สุภาภรณ์ ผดุงกิจ ลักขณา มาทอ และวนิดา ตรีปัญหา
- ความตรงเชิงเนื้อหาและความเที่ยงของบัญชีสากลเพื่อการจำแนกการทำงาน 311
ความพิการและสุขภาพสำหรับการล้ม (ฉบับภาษาไทย) ในผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมอง
จารุวรรณ จันสอน อุไรวรรณ ชัชวาลย์ และพรรณี ปิงสุวรรณ
- การยืนขาเดียวล้มตามพื้นโฟม สามารถแยกแยะความสามารถในการทรงตัวในวัยรุ่น 323
อรสา แสนโน ลักขณา มาทอ ทกมล หารราชวงศ์ และวันทนา ศิริธราวัตร
- การรายงานด้วยตนเองเกี่ยวกับผลกระทบของภาวะน้ำลายหยดต่อการมีปฏิสัมพันธ์ 336
ทางสังคมและความภาคภูมิใจในตนเองในเด็กสมองพิการ
ชนาดา อรศรี กรวรรณ รัตนธารทอง ลักขณา มาทอ
วนิดา ตรีปัญหา และวันทนา ศิริธราวัตร
- การตรวจวัดแอนติบอดีต่อแอนติเจนของพยาธิใบไม้ตับ *Opisthorchis viverrini* 350
ในตัวอย่างซีรัมของผู้ป่วยมะเร็งท่อน้ำดี
พงศ์ครุณย์ กิมาวา อภิญา จุสกุล ไพบูลย์ สิทธิถาวร และอัญชลี เตชะเสน
- ผลทันทีของการหดเกร็งกล้ามเนื้อหน้าขาต่อระดับความอึดตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อ 361
และขนาดของแรงบีบกล้ามเนื้อ
วิระพงษ์ สุจริต วิชัย อิงพินิจพงศ์ และอุไรวรรณ ชัชวาลย์



วารสาร

เทคนิคการแพทย์และกายภาพบำบัด

JOURNAL OF MEDICAL TECHNOLOGY AND PHYSICAL THERAPY

ปีที่ 30 ฉบับที่ 3 กันยายน - ธันวาคม 2561

สารบัญ

หน้า

- เทคนิคใหม่ในการแก้ความไม่สม่ำเสมอของสนามแม่เหล็กของค่า T2*
จากการสร้างภาพเอ็มอาร์
บุษกุล งามเมือง กิตติชัย วรรณะจิตติกุล มลฤดี ทาปัญญา
สุชนา ศิลป์ไธรัตน์ พิมพ์ลักษณ์ เจริญขวัญ และสุวิทย์ แซ่ไคว่ 370
- อิทธิพลการคลาย sacrotuberous ligament ด้วยการทดสอบ Faber ในคนสุขภาพดี
พรสิริ ประเสริฐกิจกุล ชมพูนุท สุวรรณศรี และอรรณพ มงคลภัทรสุข 381
- การทำนายผลบวกปริมาณ CD4+T cell จากผลการตรวจ CBC ในผู้ติดเชื้อเอชไอวี
โรงพยาบาลสิรินธร จังหวัดขอนแก่น
วิรัช พวงภู และราตรี สีสวงค์เทวัญ 389
- ความชุกของการสูบบุหรี่ในผู้ป่วยโรคเบาหวานและความดันโลหิตสูงในประเทศไทยจากการตรวจหา
โคตินีนในปัสสาวะด้วยชุดทดสอบ
พิมพ์พร จินดาคำ กันยารัตน์ เจนป่า วิสุทธิ กังวานตระกูล
จุฬารัตน์ ปรีชาติกุล และลิมทอง พรหมดี 398
- การตรวจอัตราการตกตะกอนเม็ดเลือดแดงด้วยวิธี micro-ESR
เปรียบเทียบกับวิธีมาตรฐาน Westergren
ยศสมบัติ จังตระกูล นิไรดา เจะเตะ กมลชนก มุลลิสาร
เกรียงไกร กิจเจริญ ปิยวรรณ คำแสน สุทธิพรรณ กิจเจริญ 408



วารสาร

เทคนิคการแพทย์และกายภาพบำบัด

JOURNAL OF MEDICAL TECHNOLOGY AND PHYSICAL THERAPY

VOLUME 30 NUMBER 3 September - December 2018

CONTENTS

page

ORIGINAL ARTICLE & REVIEW ARTICLE

- Interval rest period and different-testing positions on hand-grip strength measurement among young adults 268
*Kurusart Konharn Thitima Chaichan Arisa Leungbootnak
Jirachai Karawa and Kacha Udomtak*
- Risk factors related to low back pain among maternal child health nurses 278
Sunisa Chaiklieng and Junthara Somtua
- The preparation of standard samples for interlaboratory proficiency testing of hCG pregnancy test kit in medical network 290
Wikanda Panutte Nattaya Sae-ung and Yupin Aniwat-angkoorn
- An agreement on foot posture classification between screening tests using arch height measure and footprint index 301
*Torkamol Hunsawong Paradee Yatniyom Jarukan Sangsuk
Naronggorn Laduanggorn Supaporn Phadungkit Lugkana Mator
and Wanida Donpunha*
- Content validity and reliability of the international classification of functioning, disability and health for falls (Thai version) in stroke patients 312
Jaruwan Junsorn Uraiwan Chatchawan and Punnee Pungsuwan
- Single leg stance on a foam surface with eyes open can differentiate balance performance in adolescents 324
Aurasa Saenno Lugkana Mato Torkamol Hunsawong and Wantana Siritaratiwat
- Self-report of drooling impact on social-interaction and self-esteem in children with cerebral palsy 337
*Chanada Aonsri Korrawan Rattanathantong Lugkana Mato
Wanida Donpunha and Wantana Siritaratiwat*



วารสาร

เทคนิคการแพทย์และกายภาพบำบัด

JOURNAL OF MEDICAL TECHNOLOGY AND PHYSICAL THERAPY

VOLUME 30 NUMBER 3 September - December 2018

CONTENTS

	page
● Determination of antibodies to crude <i>Opisthorchis viverrini</i> antigen in sera of cholangiocarcinoma patients <i>Phongsaran Kimawaha Apinya Jusakul</i> <i>Paiboon Sithithaworn and Anchalee Techasen</i>	351
● Immediate effects of isometric muscle contraction on muscle oxygenation and muscle torque <i>Wirapong Sucharit Wichai Eungpinichpong and Uraiwan Chatchawan</i>	362
● A novel technique for correction of magnetic field inhomogeneity of MRI T2 <i>Busakol Ngammuang Kittichai Wantanajittikul Monruedee Tapanya</i> <i>Suchaya Silvilairat Pimlak Charoenkwan and Suwit Saekho</i>	371
● Influence of releasing sacrotuberous ligament to Faber test in healthy individuals <i>Pornsiri Prasertkijkul Chompunoot Suwanasri</i> <i>and Attaporn Mongkonpattarasuk</i>	382
● The benefit of positive predictive value of CD4+ T cells derived from CBC parameters in HIV infected patients in Sirinthorn Hospital, Khon Kaen Province <i>Virach Puangpoo and Ratre Leelawongtawon</i>	390
● Prevalence of smoking in patients of diabetes and hypertension in Thailand detected by urinary cotinine kit <i>Pimporn Jindakum Kunyarat Jenpa Wisut kangwantrakul</i> <i>Chularut Prariyachatigul and Limthong Promdee</i>	399
● Comparison of the erythrocyte sedimentation rate measured by the micro-ESR method and the gold standard Westergren method <i>Yotsombat Changtrakul Niraida Jehteh Kamonchanok Moonlisarn</i> <i>Kriengkrai Kitcharoen Piyawan Kumsaen Suttiphan Kitcharoen</i>	409



ช่วงระยะเวลาพักและความแตกต่างของท่าทางที่มีผลต่อแรงบีบมือในวัยผู้ใหญ่ตอนต้น

ครูศาสตร์ คนหาญ^{1*} ฐิติมา ไชยชาญ¹ อริสา เหลืองบุตรนาค¹ จิระชัย คารวะ² และ คชา อุดมตะคุ³

Received: February 28, 2018

Revised: August 28, 2018

Accepted: August 29, 2018

บทคัดย่อ

วัดแรงบีบมือ (hand-grip strength) เป็นการประเมินความแข็งแรงของกล้ามเนื้อที่มีวิธีการที่ง่ายและไม่ซับซ้อน แต่ท่าทางเริ่มต้นและระยะพักระหว่างการบีบมือของแต่ละการศึกษาที่ผ่านมามีความแตกต่างกันและไม่มีข้อสรุปที่ชัดเจน ดังนั้นการวิจัยในครั้งนี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาท่าทางและระยะเวลาพักที่เหมาะสมที่มีประสิทธิภาพสูงสุดสำหรับการวัดแรงบีบมือในวัยผู้ใหญ่ตอนต้นเพศชายและเพศหญิงที่มีสุขภาพดี โดยอาสาสมัคร 60 คน อายุระหว่าง 18-28 ปี แบ่งกลุ่มละ 30 คน ทำการสุ่มทดสอบแรงบีบมือ โดยใช้เครื่อง hand-grip dynamometer ในท่านั่งและทำยืนที่ระยะเวลาพัก 30 วินาที และ 1 นาทีตามวิธีการที่กำหนด ทดสอบท่าละ 2 ครั้งด้วยมือข้างถนัด ทำการเปรียบเทียบความแตกต่างของแรงแบบบีบมือแต่ละท่าทางและระยะพักภายในกลุ่ม (One sample t-test) วิเคราะห์ความแปรปรวนแบบทางเดียว (One-way ANOVA) ระหว่างกลุ่มในท่าทางและระยะพักที่แตกต่างกัน ผลการวิจัยพบว่า ในกลุ่มเพศชายมีแรงบีบมือเฉลี่ยสูงสุด (31.86 กิโลกรัม) ในท่านั่งและมีระยะพัก 1 นาที และมีความแตกต่างระหว่างแรงบีบมือสองครั้ง เท่ากับ 0.42 กิโลกรัม สำหรับเพศหญิง พบว่า ได้แรงบีบมือสูงสุดในท่านั่งและมีระยะพัก 1 นาที โดยได้แรงบีบมือเฉลี่ย 22.05 กิโลกรัม และมีความแตกต่างระหว่างการบีบมือสองครั้งน้อยกว่าเพศชาย (0.25 กิโลกรัม) ขณะที่กลุ่มเพศชายและกลุ่มเพศหญิงที่ทดสอบแรงบีบมือในท่าทางและระยะพักที่แตกต่างกันทั้ง 4 แบบ มีค่าแรงบีบมือไม่ต่างกัน ($p > 0.05$) ผลการศึกษานี้แสดงให้เห็นว่าท่าทางที่เหมาะสมในการวัดแรงบีบมือของวัยผู้ใหญ่ตอนต้นเพศชายคือ ท่านั่งและมีระยะพัก 1 นาที และควรใช้ท่านั่งและมีระยะพัก 1 นาทีสำหรับเพศหญิง

คำสำคัญ: การวัดแรงบีบมือ, ท่าทางที่เหมาะสม, ระยะพักที่เหมาะสม, วัยผู้ใหญ่ตอนต้น

¹ สาขาวิชากายภาพบำบัด คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น, ศูนย์วิจัยปวดหลัง ปวดคอ ปวดข้ออื่นๆ และสมรรถนะของมนุษย์ (BNOJPH) มหาวิทยาลัยขอนแก่น ขอนแก่น

² สาขาวิชาการจัดการศึกษา คณะวิทยาการจัดการและเทคโนโลยีสารสนเทศ มหาวิทยาลัยนครพนม นครพนม

³ สาขาวิชาวิทยาศาสตร์การออกกำลังกายและการกีฬา บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยขอนแก่น ขอนแก่น

*ผู้รับผิดชอบบทความ



Interval rest period and different-testing positions on hand-grip strength measurement among young adults

Kurusart Konharn^{1*}, Thitima Chaichan¹, Arisa Leungbootnak¹, Jirachai Karawa², and Kacha Udomtaku³

Abstract

Hand-grip strength is a measurement of muscle strength in a simple and not complicated way. Many previous studies reported that position and rest period of these performance were different. This study aimed to investigate the appropriate position and time rest between sets for high performance in hand-grip strength test. The 60 participants aged 18-28 years were divided into two groups (30 each, with equal number of gender). The protocol consisted of 4 methods: sitting and standing on 30 seconds and 1 minute rest period performed by their dominant hand using handgrip dynamometer. Data were analyzed using one sample t-test for comparison of maximum force from all protocols within group, and using One way analysis of variance (1-way ANOVA) to analyzed hand-grip strength between 4 protocols. Results show that male participants had maximum force for 31.86 kg. in the standing and 1-minute rest period while the female group performed maximum force for 22.05 kg. and 0.25 kg. of mean difference in the sitting and rest period for 1 minute. Therefore, standing position with rest period for 1 minute is appropriate position on hand-grip strength measurement for male and a sitting with 1-minute rest period is suitable in young adult women.

Keywords: Hand grip strength test, Appropriate position, Appropriate time rest, Young adults

¹ Division of Physical Therapy, Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University, Research Center in Back, Neck, Other Joint Pain and Human Performance (BNOJPH), Khon Kaen University, Khon Kaen

² Division of Sports Management, Faculty of Management Sciences and Information Technology, Nakhon Phanom University, Nakhonphanom

³ Exercise and Sport Sciences program, Graduate school, Khon Kaen University, Khon Kaen

* Corresponding author: (e-mail: mf_thailand@yahoo.com, kuruko@kku.ac.th)

บทนำ

การมีสมรรถภาพทางกายที่ดีช่วยให้บุคคลสามารถทำงานได้อย่างมีประสิทธิภาพและปฏิบัติภารกิจต่างๆ ในชีวิตประจำวัน เช่น การออกกำลังกาย การเล่นกีฬา และการแก้ไขสถานการณ์ฉุกเฉินต่างๆ ได้อย่างมีประสิทธิภาพ⁽¹⁾ ซึ่งการที่จะมีสมรรถภาพทางกายที่ดีจำเป็นต้องสร้างให้เกิดขึ้นและรักษาไว้โดยการออกกำลังกายหรือฝึกฝนอย่างสม่ำเสมอ หากขาดการออกกำลังกายจะทำให้สมรรถภาพทางกายค่อยๆ ลดต่ำลงซึ่งนำไปสู่ปัญหาสุขภาพต่างๆ ตามมา เช่น โรคหัวใจ โรคความดันโลหิตสูง โรคปวดหลังปวดข้อ โรคอ้วนและภาวะน้ำหนักเกิน โรคเบาหวาน โรคกระดูกพรุน โรคเมื่อยล้าบางชนิด ตลอดจนปัญหาต่างๆ ที่เกิดจากการขาดการออกกำลังกาย เป็นต้น^(1,2) ความแข็งแรงของกล้ามเนื้อ เป็นหนึ่งปัจจัยสำคัญของการมีสมรรถภาพทางกายที่ดี การวัดความแข็งแรงของกล้ามเนื้อแบ่งออกเป็น 2 กลุ่ม ได้แก่ 1) การวัดสมรรถภาพทางกายเชิงสุขภาพหรือสุขภาพสมรรถนะ (health-related fitness component) เช่น วัดแรงสูงสุดที่กล้ามเนื้อมือ สามารถออกแรงได้โดยใช้เครื่องบีบมือ (hand-grip dynamometer) วัดแรงสูงสุดที่กล้ามเนื้อหลังและขาสามารถเหยียดตรงได้โดยใช้เครื่องวัดแรงเหยียดหลังและขา (back-leg dynamometer test) เป็นต้น 2) การวัดสมรรถภาพเชิงทักษะ (skill-related physical fitness)⁽³⁾ เช่น การวัดความคล่อง (agility) เวลาปฏิกิริยาตอบสนอง (reaction time) หรือ การทรงตัว (balance) เป็นต้น ซึ่งมักใช้กับการวัดทักษะสำหรับนักกีฬา

ปัจจุบันมีการวัดความแข็งแรงของกล้ามเนื้อด้วยแรงบีบมือ (hand-grip strength) อย่างกว้างขวาง เนื่องจากเป็นการประเมินความแข็งแรงของกล้ามเนื้อที่มีวิธีการที่ง่ายและไม่ซับซ้อน⁽⁴⁾ และให้ความน่าเชื่อถือในการประเมินร่างกายส่วนรยางค์บน⁽⁵⁾ เพื่อวัดความแตกต่างทางด้านระบบกระดูกและกล้ามเนื้อ โรคทางระบบประสาทและกล้ามเนื้อ⁽⁶⁾ ระยะเวลาและหลังการผ่าตัด⁽⁷⁾ ประชากรผู้สูงอายุและโรคทางระบบไหลเวียนเลือด ทั้งการฟื้นฟู และด้านการยศาสตร์⁽⁸⁾ โดยแรงในการบีบมือเป็นผลมาจากความแข็งแรงของการหดตัวของกล้ามเนื้อข้อนิ้วมือ ภายใต้จลนศาสตร์การเคลื่อนไหวของการทำงาน

ร่วมกันระหว่างกล้ามเนื้อกลุ่มหดตัวและกลุ่มคลายตัว สำหรับปัจจัยที่ส่งผลต่อความแข็งแรงในการกำมือ คือ ความแข็งแรงของกล้ามเนื้อ (muscle strength) มือข้างที่ถนัด (hand dominant) ความเหนื่อยล้า (fatigue) ระยะเวลาในช่วงวันที่ทำการวัด (time of a day) อายุ (age) กำลังกาย (vitality) ภาวะโภชนาการ (nutritional status) การจำกัดการเคลื่อนไหว (restricted motion) ความปวด (pain) และภาวะที่มีการสูญเสียมวลและความแข็งแรงของกล้ามเนื้อโครงร่าง (sarcopenia)⁽⁹⁾ โดยแรงบีบมือมีแนวโน้มความสัมพันธ์มากขึ้นกับอายุที่เพิ่มขึ้น ($r = 0.95$)^(10,11) และบุคคลในช่วงอายุ 20-34 ปีจะมีแรงบีบมือสูงสุด⁽¹¹⁾ ซึ่งอยู่ในช่วงวัยผู้ใหญ่ตอนต้น (young adult) หรือช่วงอายุระหว่าง 18-35 ปี และมีแนวโน้มความแข็งแรงลดลงหลังช่วงอายุนี้นี้⁽¹²⁾ นอกจากนี้ยังพบว่า ความแข็งแรงในการบีบมือมีความสัมพันธ์กับ อายุ ความสูง น้ำหนัก⁽¹³⁾ และที่สำคัญเพศเป็นปัจจัยสำคัญต่อความสัมพันธ์ของแรงบีบมือ ขณะที่ความแตกต่างของแรงบีบมือระหว่างเพศชายและเพศหญิงจะมีค่าความแตกต่างลดลงเมื่ออายุมากกว่า 60 ปี ความแตกต่างที่ปรากฏขึ้นสามารถพบได้ทั้งมือด้านถนัด (dominant hands) และมือด้านที่ไม่ถนัด (non-dominant hands) ซึ่งมือด้านถนัดมีความแข็งแรงมากกว่าด้านที่ไม่ถนัด

ขณะที่การศึกษางานวิจัยที่ผ่านมาพบว่า ท่าทางเริ่มต้น (starting position) ระยะเวลาในการพักระหว่างการบีบมือแต่ละครั้งแตกต่างกัน และยังไม่พบข้อสรุปวิธีการวัดแรงการบีบมือที่เป็นมาตรฐาน โดยพบว่าท่าทางเริ่มต้นที่มีการนำมาใช้ในงานวิจัยมากที่สุด คือท่านั่งและท่านยืน แม้ในบางรายงานกล่าวว่าการวัดแรงการบีบมือในท่านั่งหรือยืนนั้นไม่มีความแตกต่างกัน The American Society of Hand Therapists (ASHT) ได้แนะนำให้ใช้ท่านั่งเป็นท่ามาตรฐานในการวัดแรงการบีบมือ^(4,14) สำหรับ การวัดแรงบีบมือในนักกีฬา พบว่า ท่านั่ง (high sitting) หัวไหล่หุบและแขนอยู่ข้างลำตัว (shoulder adduction) งอข้อศอก (elbow flexion) 90 องศา ร่วมกับการเหยียดข้อมือ (wrist extension) 0-30 องศา และเบนมาทางด้านใน (ulnar deviation) 0-15 องศาเป็นท่าที่นิยมนำมาเป็น

ท่าที่ใช้ในการวัดโดยทั่วไป⁽¹⁵⁾ ซึ่งแตกต่างกับการวิธีการในการศึกษาของ Gerodimos V (2012)⁽¹⁶⁾ ที่ไม่มีการเหยียดหรืองอข้อมือ (wrist in neutral position) นอกจากนี้ Watanabe และคณะ (2005)⁽¹⁷⁾ เปรียบเทียบค่าเฉลี่ยแต่ละมือวัดซ้ำ ๆ โดยไม่มีการพัก พบว่า แรงลดลงเรื่อย ๆ ขณะที่งานวิจัยของ Liao และคณะ(2014)⁽⁹⁾, Walaa และคณะ (2014)⁽⁵⁾, Brown และคณะ(2008)⁽¹⁸⁾ ใช้ทำขึ้นเป็นท่าเริ่มต้นในการวัดแรงบีบมือ โดยในส่วนของระยะพักพบว่า มีการใช้ช่วงระยะเวลาห่างที่แตกต่างกันไป เช่น 15-20 วินาที 30 วินาที 1 นาที และ 5 นาที เป็นต้น ซึ่งในงานวิจัยของ Roberts และคณะ (2011)⁽⁴⁾, Liao และคณะ (2014)⁽⁹⁾, Tajika และคณะ (2015)⁽¹⁵⁾ และ Bhardwaj และคณะ (2015)⁽¹⁹⁾ ใช้ระยะเวลาในการพัก 1 นาที แต่ในงานวิจัย Walaa และคณะ (2014)⁽⁵⁾ ใช้ระยะเวลาในการพัก 30 วินาที ท่าทาง ตำแหน่งแขน มุมหัวไหล่ มุมข้อศอก รวมไปถึงมุมของข้อมือจึงมีผลต่อการออกแรงบีบมือเพื่อให้ได้แรงสูงสุด นอกจากนี้ระยะพักที่เหมาะสมที่ส่งผลต่อการฟื้นตัวจากความเมื่อยล้า ดังนั้นการศึกษานี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาท่าทางและระยะเวลาพักที่เหมาะสมที่มีประสิทธิภาพสูงสุดสำหรับการวัดแรงบีบมือในวัยผู้ใหญ่ตอนต้นเพศชายและเพศหญิง

วัสดุและวิธีการ

กลุ่มตัวอย่าง

การศึกษานี้เป็นแบบตัดขวาง (Cross-sectional study) โดยมีเกณฑ์การคัดเลือกอาสาสมัคร คือ นักศึกษาที่กำลังศึกษาในระดับมหาวิทยาลัยที่มีสุขภาพดี และไม่เป็นนักกีฬาอาชีพ จำนวน 60 คน มีอายุระหว่าง 18-28 ปี จำนวนเพศชายและเพศหญิงเท่าๆ กัน โดยมีการคำนวณขนาดกลุ่มตัวอย่าง คือ

$$n = \frac{\sigma_d^2 (Z_\alpha + Z_\beta)^2}{\mu_d^2} \quad \text{โดย } \alpha=0.05 \text{ ดังนั้น } Z_{0.025}=1.96,$$

$$\beta=0.1 \text{ ดังนั้น } Z_{0.05}=1.28, \sigma_d = 7.9, \mu_d = 4.95$$

ผู้ที่มีอาการปวดหรือมีอาการผิดปกติของกล้ามเนื้อบริเวณแขน ลำตัวและหลัง ก่อนการทดสอบอย่างน้อย 6 เดือน และ มีโรคประจำตัว ได้แก่ โรคหัวใจ โรคเบาหวาน โรคความดันโลหิตสูง มีการรับประทานยาที่มีผลต่อการเคลื่อนไหวของร่างกายจะถูกคัดออกจากการศึกษา อาสาสมัครทุกคนได้รับการอธิบายเกี่ยวกับการวิจัยอย่างละเอียดและลงชื่อยินยอมเข้าร่วมในงานวิจัย โดยงานวิจัยในครั้งนี้ได้ผ่านการรับรองจากคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยในมนุษย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น เลขที่ HE592186

การเก็บรวบรวมข้อมูล

ผู้วิจัยอธิบายขั้นตอนในการทำการทดลอง คือ อาสาสมัครสุ่มหยิบลูกบอล 4 หมายเลข เพื่อทดสอบแรงบีบมือในท่าทางและการพักที่แตกต่างกัน ได้แก่ หมายเลข 1: ทำนั่งและพักระหว่างครั้ง 30 วินาที หมายเลข 2: ทำนั่งและพัก 1 นาที หมายเลข 3: ทำยืนและพัก 30 วินาที และ หมายเลข 4: ทำยืนและพัก 1 นาที โดยออกแรงบีบมือสูงสุดด้วยมือข้างที่ถนัดค้างไว้ 3 วินาทีในท่าทางและระยะพักที่สุ่มหยิบลูกบอลได้ซ้ำกันสองครั้ง จากนั้นทำการสุ่มหยิบลูกบอลเพื่อทดสอบในวิธีการต่อไปจนครบ 4 แบบ โดยมีระยะพักระหว่างแต่ละวิธีการ 5 นาที⁽⁹⁾ โดยใช้เครื่องมือวัดแรงบีบมือ (hand grip dynamometer) แบบเข็ม (ยี่ห้อ Takei T.K.K. 5001, Japan) และผู้วิจัยจะปรับตำแหน่งของการวางมือบนเครื่องวัดแรงบีบมือที่เหมาะสมตามขนาดของมืออาสาสมัคร

เครื่องมือการวิจัย

การวัดแรงบีบมือในการวิจัยครั้งนี้ คือ เครื่องมือวัดแรงบีบมือ มีช่วงในการวัดตั้งแต่ 0-100 kg. มีค่าความละเอียดในการวัด 0.5 kg. อาสาสมัครกำขอบเครื่องมือให้เหมาะสมกับมือของตนเองโดยข้อนิ้วที่ 2 รับน้ำหนักของเครื่องวัด ใช้มือข้างที่ถนัด สำหรับท่าที่ใช้ในการทดลองวัดแรงบีบมือ ประกอบด้วย 2 ท่า ได้แก่ 1) ทำนั่ง บนเก้าอี้ สูง 45 เซนติเมตร โดยให้อาสาสมัครนั่งแขนแนบข้างลำตัว งอข้อศอก 90 องศา ปลายแขนไม่คว่ำ ไม่หงาย (neutral position) ข้อมืออยู่ในลักษณะที่ไม่เหยียดและงอ (neutral position) เบี่ยงข้อมือไปด้านนิ้วก้อย (ulnar deviation) 0-15 องศา⁽¹⁶⁾ ควบคุมมุมโดย goniometer 2) ทำยืน (standing) ให้อาสาสมัครยืนตรง

งข้อไหล่ 90 องศา โดยที่ไม่มีการสัมผัสลำตัว ข้อศอกเหยียดออกเต็มองศาการเคลื่อนไหว ข้อมือตรง⁽²⁰⁾ การวิจัยนี้เป็นการทดสอบท่าทางและระยะพักแบบฉับพลัน จึงไม่ได้มีการควบคุมการรับประทานอาหาร และการพักผ่อนของอาสาสมัคร

การวิเคราะห์ข้อมูล

การวิเคราะห์ข้อมูลในครั้งนี้ ผู้วิจัยดำเนินการคำนวณค่าทางสถิติโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป SPSS for Window เวอร์ชัน 17 (SPSS Statistics version 17, Chicago, USA) วิเคราะห์ค่าเฉลี่ย (mean) และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (S.D.) ข้อมูลทั่วไปของอาสาสมัคร เปรียบเทียบความแตกต่างของแรงแบบบีบมือแต่ละท่าทางและระยะพักภายในกลุ่ม (One sample t-test) เปรียบเทียบความแตกต่างของแรงแบบบีบมือแต่ละท่าทางและระยะพักระหว่างกลุ่ม (Independent sample t-test) วิเคราะห์ความแปรปรวนแบบทางเดียว (One-way ANOVA) ระหว่างกลุ่มในท่าทางและระยะพักที่แตกต่างกัน (4 วิธีการ) โดยกำหนดค่าความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 ($p < 0.05$)

ผลการศึกษา

จากการทดสอบทางสถิติ พบว่า ข้อมูลทั่วไปของอาสาสมัครและแรงบีบมือมีการแจกแจงแบบโค้งปกติ (Normal distribution: $p > 0.05$) จากตารางที่ 1 แสดงให้เห็นค่าเฉลี่ยข้อมูลทั่วไปของอาสาสมัครก่อนการทดสอบแรงบีบมือ ได้แก่ อายุ ส่วนสูง และน้ำหนัก ในกลุ่มเพศชายและกลุ่มเพศหญิง ไม่มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 ($p > 0.05$)

ตารางที่ 1 ข้อมูลทั่วไปของอาสาสมัคร

ตัวแปร	เพศชาย (n=30)		เพศหญิง (n=30)		p-value
	ค่าเฉลี่ย	SD	ค่าเฉลี่ย	SD	
อายุ (ปี)	20.43	1.38	20.86	1.07	0.05
ส่วนสูง (เซนติเมตร)	169.01	5.99	159.15	5.95	0.2
น้ำหนัก (กิโลกรัม)	61.08	4.9	54.38	6.81	0.2

หมายเหตุ ไม่พบความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติระหว่างเพศด้วยการทดสอบทางสถิติ One sample t-test ($p > 0.05$)

จากตารางที่ 2 พบว่า แรงบีบมือทั้งสองครั้งในท่าทางที่มีระยะเวลาพัก 30 วินาทีมีความแตกต่างกัน (1.68 กิโลกรัม) อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p = 0.00$) ขณะที่ไม่พบความแตกต่างในอีก 3 วิธีการ ($p > 0.05$)

ตารางที่ 3 พบว่า ไม่พบความแตกต่างการทดสอบแรงบีบมือในสองครั้งทั้ง 4 วิธีการ ($p > 0.05$) ในกลุ่มเพศชาย ท่ายืนและระยะพัก 1 นาที ให้แรงบีบมือเฉลี่ยสูงสุด 31.86 กิโลกรัม ขณะที่ท่าทางและระยะพัก 1 นาที ให้แรงบีบมือเฉลี่ยสูงสุดในเพศหญิง (22.05 กิโลกรัม) (ตารางที่ 4)

จากตารางที่ 5 พบว่า การทดสอบทั้ง 4 วิธีการให้ผลที่ไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p > 0.05$) ทั้งในกลุ่มเพศชายและเพศหญิง

ตารางที่ 2 เปรียบเทียบความแตกต่างของแรงบีบมือครั้งที่ 1 และ 2 ในแต่ละท่าทางและระยะพัก ภายในกลุ่มเพศชาย

กลุ่มเพศชาย (n=30)					
ท่าทาง/ระยะพัก	แรงบีบมือ ครั้งที่ 1 (กิโลกรัม)	แรงบีบมือ ครั้งที่ 2 (กิโลกรัม)	ความแตกต่าง ระหว่างครั้งที่ 1 และ 2 (กิโลกรัม)	SD	p-value
ท่านั่ง ระยะพัก 30 วินาที	31.33	29.65	-1.68	1.86	0.00*
ท่านั่ง ระยะพัก 1 นาที	30.85	30.3	-0.55	2.29	0.19
ท่านยืน ระยะพัก 30 วินาที	31.85	31.02	-0.83	2.31	0.06
ท่านยืน ระยะพัก 1 นาที	31.65	32.07	0.42	2.53	0.37

หมายเหตุ มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติระหว่างท่านั่งและระยะพัก 30 วินาที ด้วยการทดสอบทางสถิติ One sample t-test ($p<0.05$)

ตารางที่ 3 เปรียบเทียบความแตกต่างของแรงบีบมือครั้งที่ 1 และ 2 ในแต่ละท่าทางและระยะพัก ภายในกลุ่มเพศหญิง

กลุ่มเพศหญิง (n=30)					
ท่าทาง/ระยะพัก	แรงบีบมือ ครั้งที่ 1 (กิโลกรัม)	แรงบีบมือ ครั้งที่ 2 (กิโลกรัม)	ความแตกต่าง ระหว่างครั้งที่ 1 และ 2 (กิโลกรัม)	SD	p-value
ท่านั่ง ระยะพัก 30 วินาที	22.13	21.67	-0.47	2.68	0.39
ท่านั่ง ระยะพัก 1 นาที	21.33	21.58	0.25	1.66	0.42
ท่านยืน ระยะพัก 30 วินาที	22.03	21.78	-0.25	1.30	0.3
ท่านยืน ระยะพัก 1 นาที	22.02	22.08	0.06	1.80	0.84

หมายเหตุ ไม่พบความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติทั้ง 4 วิธีการ ด้วยการทดสอบทางสถิติ One sample t-test ($p<0.05$)

ตารางที่ 4 เปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของแรงบีบมือสูงสุดในแต่ละท่าทางและระยะพักในกลุ่มเพศชายและเพศหญิง

ท่าทาง/ระยะพัก	ค่าเฉลี่ยแรงบีบมือ	ค่าเฉลี่ยแรงบีบมือ	p-value
	กลุ่มเพศชาย (กิโลกรัม)	กลุ่มเพศหญิง (กิโลกรัม)	
ท่านั่งและระยะพัก 30 วินาที	30.5±7.51	21.9±4.81	0.11
ท่านั่งและระยะพัก 1 นาที	30.58±6.98	22.05±4.55	0.15
ท่านยืนและระยะพัก 30 วินาที	31.43±7.15	21.91±4.51	0.05
ท่านยืนและระยะพัก 1 นาที	31.86±7.17	21.46±5.1	0.06

หมายเหตุ ไม่พบความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติทั้ง 4 วิธีการ ด้วยการทดสอบทางสถิติ Independent sample t-test ($p<0.05$)

ตารางที่ 5 วิเคราะห์ความแปรปรวนระหว่างท่าทางและระยะพักที่แตกต่างกัน (4 วิธีการ) ในกลุ่มเพศชายและเพศหญิง

กลุ่ม	วิธีการ				df	F	p-value
	ท่านั่งและ	ท่านั่งและ	ท่ายืนและ	ท่ายืนและ			
	ระยะพัก 30 วินาที	ระยะพัก 1 นาที	ระยะพัก 30 วินาที	ระยะพัก 1 นาที			
เพศชาย (n=30)	30.5±7.51	30.58±6.98	31.43±7.15	31.86±7.17	3	0.25	0.85
เพศหญิง (n=30)	21.9±4.81	22.05±4.55	21.9±4.51	21.45±5.1	3	0.08	0.96

หมายเหตุ ไม่พบความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติทั้ง 4 วิธีการ ด้วยการทดสอบทางสถิติ One-way ANOVA ($p < 0.05$)

สรุปและวิจารณ์ผลการศึกษา

การวัดความแข็งแรงของมือเป็นส่วนหนึ่งของการวัดประเมินสมรรถภาพทางกายของบุคคลทั่วไป นักกีฬาหรือผู้ป่วย เพื่อประเมินความก้าวหน้าของความแข็งแรงโดยใช้ระยะเวลาสั้นในการทดสอบ การศึกษาครั้งนี้เป็นการศึกษาแบบตัดขวาง (cross-sectional study) เพื่อเปรียบเทียบช่วงเวลาพักระหว่าง 30 วินาที และ 1 นาที และเปรียบเทียบระหว่างท่านั่ง แขนแนบข้าง ลำตัว งอข้อศอก 90 องศา ปลายแขนไม่ว่าไม่หงาย (neutral position) ข้อมืออยู่ในลักษณะที่ไม่เหยียดและงอ (neutral position) เบี่ยงข้อมือไปด้านนิ้วก้อย (ulnar deviation) 0-15 องศา วัดมุมโดย goniometer และท่ายืน งอข้อไหล่ 90 องศา โดยที่ไม่มีการสัมผัสลำตัว ข้อศอกเหยียดออกเต็มองศาการเคลื่อนไหวในผู้ใหญ่วัยตอนต้นที่มีสุขภาพดีและไม่เป็นนักกีฬา เพื่อเป็นแนวทางในการประเมินสมรรถภาพแรงบีบมือโดยใช้ท่าทางและระยะเวลาพักที่เหมาะสม

ผลการศึกษาเปรียบเทียบความแตกต่างระหว่างค่าแรงบีบมือระหว่างครั้งที่ 1 และครั้งที่ 2 ในแต่ละวิธีการในกลุ่มเพศชาย พบว่า ท่ายืนและระยะพัก 1 นาที ให้ค่าแรงบีบมือเฉลี่ยสูงสุด เท่ากับ 31.86 กิโลกรัม เช่นเดียวกับค่าความแตกต่างระหว่างการทดสอบที่ 1 และ 2 ที่มากที่สุด เท่ากับ 0.42 กิโลกรัม รองลงมาคือ ท่ายืนและระยะพัก 30 วินาที ท่านั่งและระยะพัก 1 นาที และท่านั่งและระยะพัก

30 วินาที ตามลำดับ ซึ่งสอดคล้องกับ Walaa M และคณะ (2014)⁽⁵⁾ ที่ศึกษาการวัดแรงบีบมือในท่ายืน ท่านั่ง ท่านอนหงาย และท่านอนคว่ำ ในอาสาสมัครเพศชายสุขภาพดี และพบว่า ท่ายืนสามารถวัดแรงบีบมือได้มากที่สุด ส่วนท่านอนคว่ำมีค่าแรงบีบมือน้อยที่สุด อาจเพราะท่านั่งที่ให้ความผ่อนคลายกับอาสาสมัคร นอกจากนี้ยังใกล้เคียงกับ Barut และคณะ (2012)⁽²¹⁾ ที่พบว่า กล้ามเนื้อมีความแข็งแรงที่ดีในท่ายืนมากกว่าท่านั่ง เพราะการเพิ่มพื้นที่การหดตัวของกล้ามเนื้อขณะยืนและการทำงานร่วมกันของกล้ามเนื้อส่วนล่างและการตอบสนองทางประสาท (22) การวิจัยครั้งนี้ในการทดสอบท่ายืนที่ให้อาสาสมัครงอข้อไหล่ 90 องศา และเหยียดแขนตรง 180 องศา สอดคล้องกับ Yong-Ku Kong (2011)⁽²³⁾ ที่แนะนำท่าทางในการยืนทดสอบแรงบีบมือที่ออกแรงได้สูงสุดและให้ความสบายที่สุดคือ มุมข้อไหล่ระหว่าง 45-135 องศา แขนเหยียดตรง เช่นเดียวกับ Park & Yoo (2013)⁽²⁴⁾ ที่อธิบายว่า เมื่อมีการเหยียดศอกตรงและอยู่ในท่ายืน จะมีกล้ามเนื้อหลายมัดที่ช่วยในการออกแรงคือ shoulder muscles, latissimus, trapezius, and rhomboids

สำหรับในกลุ่มเพศหญิง พบว่า ท่านั่งและระยะพัก 1 นาที ให้ค่าแรงบีบมือเฉลี่ยสูงสุดคือ 22.05 กิโลกรัม มีความแตกต่างคือ 0.25 กิโลกรัม สอดคล้องกับ Hillman และคณะ (2005)⁽²⁵⁾ ที่ศึกษาความสามารถการออกแรงบีบมือในท่านอนบนเตียง นิ่งเก้าอี้ปกติ และนั่งเก้าอี้ที่มีที่วางแขน โดยงอข้อศอก 90 องศา พบว่า แรงบีบมือสูงสุดอยู่ใน

ทำนึ่งแก้อัปกติ ให้ความแข็งแรงของแรงบีบมือมากที่สุด เนื่องจากการทำงานร่วมกันของกล้ามเนื้อโดยตรงโดยไม่มี วัตถุประสงค์หรือยับยั้งการหดตัวของกล้ามเนื้อ⁽²⁶⁾ นอกจากนี้ ตำแหน่งงอข้อศอก 90 องศา ในการนั่งต้องรักษาตำแหน่ง ของแขนส่วนล่างไว้ ทำให้กล้ามเนื้อออกแรงได้เต็มที่ อาจเพราะไม่ต้องสูญเสียแรงจากแรงดึงดูดของโลกใน ลักษณะปล่อยแขนลงแนวดิ่ง ทำนึ่งทดสอบที่ปล่อยไหล่ ลงในแนวดิ่งและงอข้อศอก 90 องศา เป็นที่แนะนำในการ เพิ่มความสามารถการออกแรงตามหลักชีวกลศาสตร์⁽²⁷⁾

แม้ว่าการทดสอบแรงบีบมือทั้ง 4 วิธีการในกลุ่ม เพศชายและกลุ่มเพศหญิงให้ค่าที่แตกต่างกัน เนื่องจาก ทำทางการทดสอบที่มีผลต่อการหดตัวของกล้ามเนื้อที่ แตกต่างกันไป จะเห็นได้ว่าทำนึ่ง คอเหยียดตรงและ งอข้อไหล่ 90 องศาในกลุ่มเพศชายสามารถออกแรงได้ สูงสุด แต่ในทางกลับกันกลุ่มเพศหญิงสามารถออกแรง ได้สูงสุดทำนึ่งและงอข้อศอก 90 องศา ตามที่กล่าวมาข้างต้น เนื่องจากตำแหน่งของแขนที่แตกต่างกัน คือ การเหยียดคอ และงอข้อไหล่ 90 องศา ทำให้เกิดการหดตัวของกล้ามเนื้อ มือ แขนและมือกล้ามเนื้อหลังมาช่วยในการหดตัวออกแรง⁽²⁴⁾ ในกลุ่มเพศชายที่มีพื้นฐานทางสรีรวิทยาของกล้ามเนื้อ ที่แข็งแรงกว่าเพศหญิง จึงสามารถออกแรงบีบมือด้วยท่า นึ่ง เหยียดคอและงอข้อไหล่ 90 องศา ได้มากที่สุด แต่ ข้อจำกัดสำหรับการเหยียดคอตรงที่เปรียบเสมือนคาน ยาวออกจากศูนย์กลางลำตัว ทำให้กล้ามเนื้อต้องสูญเสีย แรงกับการรักษาสภาพสมดุลกับแรงดึงดูดของโลก ในกลุ่ม เพศหญิงจึงอาจต้องปรับเปลี่ยนท่าทางเพื่อให้เหมาะสม ตามสรีรวิทยาและออกแรงได้มากที่สุด ทำนึ่งอาจควบคุม ทำทางการออกแรงได้ดีกว่าทำนึ่ง เพราะป้องกันปัจจัยการ รบกวน เช่น โน้มเอนลำตัว แม้ว่าการนึ่งจะให้ความแข็งแรง ของแรงบีบมือสูงสุด แต่ก็จำเป็นต้องมีการตรวจสอบ เพิ่มเติมเกี่ยวกับการทำซ้ำของท่าทางการทดสอบหรือ ทดลองซ้ำในวันถัดไป นอกจากนี้ระยะพักที่มีผลต่อการ พื่นตัวของกล้ามเนื้อและออกแรงซ้ำอีกครั้ง แต่เมื่อ วิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียว พบว่า ทั้ง 4 วิธีการการ ทดสอบ (ทำนึ่งและระยะพัก 30 วินาที ทำนึ่งและระยะพัก

1 นาที ทำนึ่งและระยะพัก 30 วินาที และทำนึ่งและระยะ พัก 1 นาที ของทั้ง 2 กลุ่ม ไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ ทางสถิติ ($p>0.05$) และเมื่อเปรียบเทียบระหว่างกลุ่มเพศ ชายและกลุ่มเพศหญิง มีเพียงทำนึ่งและระยะพัก 30 วินาที เท่านั้น ที่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p<0.05$) อาจเพราะการทดสอบแรงบีบมือในการวิจัยครั้งนี้เป็นการ ทดสอบ 2 ครั้ง แบบฉับพลัน ไม่มีการฝึกความแข็งแรงเพิ่ม เดิม จึงทำให้ค่าความแตกต่างของแรงบีบมือครั้งที่ 1 และ 2 ต่ำมาก

เวลาในระยะพัก พบว่า ทั้งกลุ่มผู้ชายและกลุ่ม ผู้หญิงมีค่าความต่างของแรงบีบมือสูงสุดครั้งที่ 1 และ ครั้งที่ 2 ในระยะพัก 1 นาที สอดคล้องกับ Patterson และ Baxter (1988)⁽²⁸⁾ ที่ศึกษาการใช้ระยะพัก 1 นาที ใน ระหว่าง 3 การออกแรงบีบมือ พบว่า การออกแรงทั้ง 3 ครั้ง ให้แรงที่เท่ากัน เช่นเดียวกับ Watanabe และคณะ (2005)⁽¹⁷⁾ ที่ศึกษาระยะพักที่มีผลเฉียบพลันต่อแรงบีบมือ ในวัยผู้ใหญ่ที่มีสุขภาพดี พบว่า หลังจากการออกแรงบีบ มือครั้งที่ 1 พัก 1 นาที แล้วออกแรงบีบมือในครั้งที่ 2 ให้ค่าคงที่ที่สุด การศึกษาครั้งนี้มีข้อจำกัดคือ เครื่องแต่ง กายของอาสาสมัครที่แตกต่างกัน อาจทำให้รบกวนการ เคลื่อนไหว การหดตัวของกล้ามเนื้อ และระดับความ อ่อนล้าของแต่ละบุคคลแตกต่างกันอาจทำให้การออกแรง บีบมือทั้ง 2 ครั้งไม่เท่ากัน อย่างไรก็ตามการศึกษาของเรา ได้ดำเนินการภายใต้สภาวะที่สภาพแวดล้อมคงที่เหมือนกัน ดังนั้นเราเชื่อว่าผลลัพธ์ของเราให้ความน่าเชื่อถือ

การศึกษานี้สรุปได้ว่า ทำนึ่งและระยะพัก 1 นาที เหมาะสมในการใช้วัดแรงบีบมือของเพศชายวัย ผู้ใหญ่ตอนต้น และท่าและระยะพักที่เหมาะสมในการวัด แรงบีบมือของเพศหญิง คือ ทำนึ่งและระยะพัก 1 นาที

กิตติกรรมประกาศ

ผู้วิจัยขอขอบคุณอาสาสมัครที่เข้าร่วมการเก็บ ข้อมูลของการวิจัยในครั้งนี้ทุกท่านที่ทำให้การศึกษาในครั้ง นี้ประสบผลสำเร็จ และขอขอบคุณทุนสนับสนุนการวิจัย คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น

เอกสารอ้างอิง

1. Samahito S. Standard physical fitness for Thai population aged 19-59 years. Department of physical education, Sport science bureau, Sumpachanya publishing office, Bangkok, 2013.
2. Thankatok N, Kumsripon P, Chumsuvan S. Physical fitness of security officer in Khon Kaen University [Term paper]. Khon Kaen: Khon Kaen University; 2006.
3. Gatiwong S. Factors related to the physical fitness of officers under Ministry of public health in Natan district, Ubonratchathani province [Term paper]. Khon Kaen: Khon Kaen University; 2013.
4. Roberts HC, Denison HJ, Martin HJ, Patel HP, Syddall H, Cooper C, et al. A review of the measurement of grip strength in clinical and epidemiological studies: towards a standardised approach. *Age Ageing* 2011; 40(4): 423-9.
5. Walaa M, Walaa S. Influence of different testing posture on hand grip strength. *Eur Sci J* 2014; 36(10): 290-301.
6. Boissy P, Bourbonnais D, Carlotti MM. Maximal grip force in chronic stroke subjects and its relationship to global upper extremity function. *Clin Rehabil* 1999; 13: 354-362.
7. Hunt DR, Rowlands BJ, Johnston D. Hand grip strength-a simple prognostic indicator in surgical patients. *JPEN* 1980. *JPEN* 1989; 9: 701-704.
8. Petrofsky JS, Lind AR. Aging, isometric strength and endurance and cardiovascular responses to static effort. *J Appl Physiol* 1975; 38: 91-95.
9. Liao WC, Wang CH, Yu SY, Chen LY, Wang CY. Grip strength measurement in older adults in Taiwan: A comparison. *Australas J Ageing* 2014; 33(4): 278-282.
10. Werle S, Goldhahn J, Drerup S, Simmen BR, Sprott H, Herren DB. Age- and gender-specific normative data of grip and pinch strength in a healthy adult Swiss population. *J Hand SurgEur Vol* 2009; 34(1): 76-84.
11. Puh U. Age-related and sex-related differences in hand and pinch grip strength in adults. *Int J Rehabil Res* 2010; 33(1): 4-11.
12. Chandrasekaran B, Ghosh A, Prasad C, Krishnan K, Chandrasha B. Age and anthropometric traits predict handgrip strength in healthy normals. *J Hand Microsurg* 2010; 2(2): 58-61.
13. Budziareck MB, Pureza Duarte RR, Barbosa-Silva MC. Reference values and determinants for handgrip strength in healthy subjects. *ClinNutr* 2008; 27(3): 357-62.
14. Bhardwaj P, Nayak SS, Kiswar AM, Sabapathy SR. Effect of static wrist position on grip strength. *Indian J PlastSurg* 2011; 44(1): 55-8.
15. Tajika T, Kobayashi T, Yamamoto A, Shitara H, Ichinose T, Shimoyama D, Okura C, Kanazawa S, Nagai A, Takagishi K. Relationship between grip, pinch strengths and anthropometric variables, types of pitch throwing among Japanese high school baseball pitchers. *Asian J Sports Med* 2015; 6(1): e25330.
16. Gerodimos V. Reliability of handgrip strength test in basketball players. *J Hum Kinet* 2012; 31: 25-36.
17. Watanabe T, Owashi K, Kanauchi Y, Mura N, Takahara M, Ogino T. The short-term reliability of grip strength measurement and the effects of posture and grip span. *J Hand Surg* 2005; 30 : 603-9

18. Brown, Hopkins J. Hand grip strength protocol. TNC-CDAAR: Tuft Univ., n.d. 2008.
19. Bhardwaj P, Nayak SS, Kiswar AM, Sabapathy SR. Effect of static wrist position on grip strength. *Indian J Plast Surg* 2011; 44(1): 55-8.
20. C.Y. Su, J.H. Lin, T.H. Chien, K.F. Cheng, Y.T. Sung. Grip strength in different positions of elbow and shoulder. *Arch Phys Med Rehabil* 1994; 75 : 812-815.
21. Barut C, Demirel P. Influence of testing posture and elbow position on grip strength. *Med J Islamic World Acad Sci* 2012; 20(3): 94-97.
22. Balogun JA, Akomolafe CT, Amusa LO. Grip strength: effects of testing posture and elbow position. *Arch Phys Med Rehabil* 1991; 72(5) : 280-3.
23. Kong YK, Song YW, Jung MC, Lee I. Effects of hand position on maximum grip strength and discomfort. *Ergonomics Australia HFESA 2011; Conference* : 11: 29.
24. Park SY, Yoo WG. Comparison of exercises inducing maximum voluntary isometric contraction for the latissimus dorsi using surface electromyography. *J Electromyogr Kinesiol* 2013; 23(5): 1106-10.
25. Hillman TE, Nunes QM, Hornby ST, Stanga Z, Neal KR, Rowlands BJ. A practical posture for hand grip dynamometry in the clinical setting. *Clin Nutr* 2005; 24(2): 224-8.
26. Levangi PK, Norkin CC. Joint Structure and Function: A comprehensive Analysis. 5th ed. Philadelphia, F.A. Davis company; 2011
27. Richards LG. Posture effects on grip strength. *Arch Phys Med Rehabil* 1997; 78(10): 1154-6.
28. Patterson RP, Baxter T. A multiple muscle strength testing protocol. *Arch Phys Med Rehabil* 1988; 69: 366-368.

ปัจจัยเสี่ยงที่สัมพันธ์กับการปวดหลังส่วนล่างในพยาบาลแม่และเด็ก

สุนิสา ขายเกลี้ยง^{1*} จันทรรัตรา สมตัว²

Received: April 7, 2018

Revised: June 13, 2018

Accepted: June 14, 2018

บทคัดย่อ

การศึกษานี้เป็นการศึกษาเชิงวิเคราะห์ แบบภาคตัดขวาง (Cross-sectional analytic study) มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับอาการปวดหลังส่วนล่างจากการทำงานของพยาบาลกลุ่มแม่และเด็ก กลุ่มตัวอย่างที่ผ่านเกณฑ์คัดเข้ามีจำนวน 360 ราย เก็บข้อมูลโดยใช้แบบสอบถามให้ตอบด้วยตนเอง วิเคราะห์ผลด้วยสถิติถดถอยพหุโลจิสติกเพื่อหาปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับการปวดหลังส่วนล่างในพยาบาลแม่และเด็ก ผลการศึกษาพบว่า กลุ่มตัวอย่างมีอายุเฉลี่ย 37.52 ปี (SD = 10.65) ส่วนใหญ่เป็นเพศหญิง (ร้อยละ 97.22) มีค่าดัชนีมวลกายอยู่ในระดับปกติเฉลี่ย 21.20 กก./ม² (SD = 2.90) อายุการทำงานเฉลี่ย 15.25 ปี (SD = 11.11) ความชุกของการปวดหลังส่วนล่างในรอบ 12 เดือนที่ผ่านมา เท่ากับ ร้อยละ 58.61 (95%CI: 53.33-63.75) ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับการปวดหลังในพยาบาลด้านแม่และเด็กอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ คือ การอาบน้ำเด็ก ($OR_{adj} = 0.53$, 95%CI = 0.31-0.90 $p = 0.020$) การทำหัตถการ ฉีดยา/ให้สารน้ำ/เย็บแผลเด็ก ($OR_{adj} = 1.88$, 95%CI = 1.01-3.50 $p = 0.045$) และการยกเคลื่อนย้าย ยกพยุงตัวผู้ป่วยลงจากเตียง หรือนั่งรถเข็น รถนอน ($OR_{adj} = 1.47$, 95%CI = 0.97-2.85 $p = 0.030$) ดังนั้นผลการศึกษาครั้งนี้สามารถนำไปเป็นข้อมูลพื้นฐานเพื่อการวางแผนดำเนินการป้องกันการปวดหลังเรื้อรังของพยาบาลแม่และเด็ก โดยการอบรมให้ความรู้ทางกายศาสตร์ด้านท่าทางการทำงานที่ถูกต้องขณะทำหัตถการและการเคลื่อนย้ายผู้ป่วยของพยาบาลเพื่อลดความชุกของการปวดหลังส่วนล่างในระดับที่รุนแรงมากขึ้นต่อไป

คำสำคัญ: ความชุกของการปวดหลังส่วนล่าง, พยาบาลแม่และเด็ก, ปัจจัยเสี่ยง, การกายศาสตร์

¹ภาควิชาอนามัยสิ่งแวดล้อม อาชีวอนามัยและความปลอดภัย คณะสาธารณสุขศาสตร์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น จ.ขอนแก่น

²ศูนย์อนามัยที่ 7 ขอนแก่น จังหวัดขอนแก่น

*ผู้รับผิดชอบบทความ:



Risk Factors Related to Low Back Pain among Maternal Child Health Nurses

Sunisa Chaiklieng^{1*}, Junthara Somtua²

Abstract

This cross-sectional study aimed to investigate the risk factors related to back pain among maternal child health nurses. From sample size calculation, the total number of 360 maternal child health nurses met the inclusion criteria. Self-administered questionnaires were used to collect data. Factors correlated with back pain were identified by multiple logistic regression analysis. Results showed that most of subjects were female (97.22%), average age was 37.52 years (SD =10.65), average BMI was 21.20 kg/m², work experience was 15.25 years (SD = 11.11). The prevalence of low back pain during the last 12 months period was 58.61% (95%CI: 53.33-63.75). Factors associated with low back pain of maternal child health nurses were work characteristics including taking baby for a bath (OR_{adj} =0.57, 95%CI = 0.31-0.90, *p-value* = 0.035), nursing procedures i.e. injection, on intravenous fluids, wound suture (OR_{adj} = 2.29, 95%CI = 1.30-4.04 *p* = 0.004), and posture of handling of maternal child patient (OR_{adj} = 1.47, 95%CI = 0.97-2.85 *p* = 0.030). Therefore, maternal child health nurses should be aware of ergonomics factors while they are giving treatment and handling patients. The organization should set up an active surveillance program and ergonomics training to prevent serious back pain and work absence.

Keywords: Back pain prevalence, Maternal child health nurses, Risk factor, Ergonomics

¹ Department of Environmental Health, Occupational Health and Safety, Faculty of Public Health, Khon Kaen University, Khon Kaen, Thailand

² Regional Health Promotion Center 7, Khon Kaen.

*Corresponding author: (e-mail: csunis@kku.ac.th)

บทนำ

พยาบาลเป็นอาชีพที่ต้องปฏิบัติงานเพื่อให้บริการแก่ผู้ป่วย โดยกิจกรรมการพยาบาลมักต้องอยู่ในท่าทางการทำงานที่ไม่เหมาะสม ได้แก่ ลักษณะการทำงานที่มีการอุ้ม พยุงผู้ป่วย การยกหรือเคลื่อนย้ายจากเตียง เป็นภาระงานที่เสี่ยงต่อการปวดหลัง โดยเฉพาะหลังส่วนล่าง⁽¹⁾ จากการศึกษาที่ผ่านมาพบว่า กลุ่มอาชีพพยาบาลมีความชุกของโรคทางระบบโครงร่างและกล้ามเนื้อสูงมากถึงร้อยละ 76.0 – 85.7⁽²⁾ เหตุที่พบความชุกที่สูงเมื่อเทียบกับบุคลากรทางการแพทย์อื่นอาจเป็นเพราะพยาบาลต้องทำงานเพื่อดูแลผู้ป่วยอย่างใกล้ชิดทำให้เกิดการบาดเจ็บจากการทำงานได้ง่าย⁽³⁾ ความชุกของการปวดหลังในรอบ 7 วันที่ผ่านมา ร้อยละ 58.1⁽⁴⁾ และความชุกของการปวดหลังในรอบ 12 เดือน ร้อยละ 71.0⁽⁵⁾ พบมากที่สุดบริเวณหลังส่วนล่าง ร้อยละ 58.0⁽⁶⁾ และจากการศึกษาปัญหาเมื่อพิจารณาความถี่ของการปวดที่เกิดขึ้นบ่อยครั้งต่อสัปดาห์ในกลุ่มพยาบาลอุบัติเหตุและฉุกเฉินพบว่า บริเวณหลังส่วนล่างเป็นตำแหน่งที่พบปัญหามากที่สุด⁽⁷⁾

จากการทบทวนวรรณกรรมที่ผ่านมาพบว่า มีหลายปัจจัยที่ส่งผลต่ออาการปวดหลังของพยาบาลได้แก่ การนั่งหรือยืนนานๆ อันเนื่องมาจากลักษณะงานที่ทำการยกเคลื่อนย้ายผู้ป่วยที่ทำโดยลำพังจากการขาดแคลนเจ้าหน้าที่และอุปกรณ์หนุนแรงไม่เพียงพอการก้มและบิดตัวเป็นระยะเวลานานบริเวณการปฏิบัติการพยาบาลมีจำกัดรูปแบบการปฏิบัติงานซ้ำๆ ได้แก่ การทำงานต้องยกการผลักหรือดันผู้ป่วยที่ช่วยเหลือตัวเองไม่ได้ และการทำงานในท่าทางที่ไม่ถูกต้อง⁽⁸⁾ ปัญหาเหล่านี้ส่งผลกระทบต่อสุขภาพและความสามารถในการทำงานในระดับบุคคล ส่วนระดับองค์กรเกิดผลกระทบต่อระบบการบริหารงานคุณภาพการให้บริการผู้ป่วยเนื่องจากขาดบุคลากรจากการศึกษาในต่างประเทศ พบว่าในแต่ละปีจะมีพยาบาลลาออกจากงานเนื่องจากการปวดหลังส่วนล่างเรื้อรังประมาณ ร้อยละ 12.0⁽⁹⁾ ผลกระทบด้านเศรษฐกิจอันเนื่องมาจากอาการปวดหลังจะส่งผลให้มีค่าใช้จ่ายในการรักษาพยาบาลเพิ่มขึ้น ในส่วนของหน่วยงานส่งผลให้มีค่าใช้จ่ายสำหรับการฝึกฝน การปฐมพยาบาลใหม่ทดแทนอัตรากำลังที่ลาออกหรือ ย้ายงานไป อันเนื่องมาจากการปวดหลัง⁽²⁾

การศึกษาปัจจัยเสี่ยงของการปวดหลังจากการทำงานของบุคลากรในโรงพยาบาลในประเทศไทยที่ผ่านมาพบว่า อายุการทำงานมากกว่า 10 ปี มีการทำงานกับคอมพิวเตอร์ มีการเคลื่อนย้ายผู้ป่วยด้วยวิธีดึง/ผลัก เพศหญิง และมีความเครียดจากการทำงาน ล้วนแล้วแต่เป็นปัจจัยเสี่ยงที่ทำให้เกิดอาการปวดหลังส่วนล่างในกลุ่มพยาบาลอุบัติเหตุและฉุกเฉิน⁽⁷⁾ อย่างไรก็ตาม พยาบาลในแต่ละแผนกภาระงานการพยาบาลมีความแตกต่างกันออกไปและปัจจัยเสี่ยงอาจต่างกัน ดังนั้น ผู้วิจัยจึงสนใจทำการศึกษาในกลุ่มผู้ปฏิบัติงานพยาบาลเฉพาะด้านที่เกี่ยวข้องกับการดูแลแม่และเด็ก ซึ่งมีภาวะฉุกเฉินและภาวะวิกฤติทั้งในมารดาและทารก ทำให้พยาบาลที่ปฏิบัติงานเฉพาะด้านนี้มีโอกาสสัมผัสกับปัจจัยเสี่ยงที่เกี่ยวข้องกับการใช้แรงกายและท่วงท่าการทำงานที่ไม่เหมาะสม เช่น พยาบาลผู้ปฏิบัติงานในห้องคลอด ห้องผ่าตัดด้านสูติกรรม หอผู้ป่วยวิกฤติทารกแรกเกิด หอผู้ป่วยในดูแลผู้ป่วยหลังคลอด การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาปัจจัยเสี่ยงที่มีความสัมพันธ์กับการปวดหลังของพยาบาลกลุ่มแม่และเด็ก โดยทำการศึกษาครอบคลุมปัจจัยด้านบุคคลลักษณะงานและท่าทางในการทำงาน เพื่อให้ผลการศึกษาสามารถใช้เป็นแนวทางวางแผนป้องกันและลดปัจจัยเสี่ยงของอาการปวดหลัง เช่น ปรับปรุงลักษณะงานอันจะนำไปสู่การลดปัจจัยเสี่ยงของการเกิดโรคที่เกี่ยวข้องเนื่องจากการทำงานในกลุ่มนี้ต่อไป

วัสดุและวิธีการ

การวิจัยครั้งนี้เป็นการศึกษาเชิงวิเคราะห์แบบภาคตัดขวาง (Cross-sectional analytic study) โดยประชากรศึกษา คือพยาบาลด้านแม่และเด็กในโรงพยาบาลส่งเสริมสุขภาพศูนย์อนามัยที่ 5 นครราชสีมา โรงพยาบาลส่งเสริมสุขภาพศูนย์อนามัยที่ 6 ขอนแก่น โรงพยาบาลส่งเสริมสุขภาพส่งเสริมสุขภาพศูนย์อนามัยที่ 7 อุบลราชธานี และโรงพยาบาลศูนย์ขอนแก่น โดยมีจำนวนและวิธีการได้มาของกลุ่มตัวอย่าง ตามวิธีการคำนวณขนาดตัวอย่าง โดยพิจารณาตามรูปแบบงานวิจัยและสถิติ ดังนี้

กำหนดตัวอย่างขั้นต้น การคำนวณขนาดตัวอย่าง
พิจารณาจากการศึกษารูปแบบ Cross-sectional analytic
study โดยใช้สถิติพหุคูณลอจิสติก (Logistic
regression)⁽¹⁰⁾ โดยใช้สัดส่วนการพยาบาลเคลื่อนย้ายผู้ป่วย
ของพยาบาล จากการศึกษาของ Sopajareeya⁽¹¹⁾

P1 = สัดส่วนของพยาบาลที่ไม่มีการเคลื่อนย้าย
ผู้ป่วยและมีอาการปวดหลังเท่ากับ 0.51 (48/95)

P2 = สัดส่วนของพยาบาลที่มีการเคลื่อนย้าย
ผู้ป่วย และมีอาการปวดหลัง เท่ากับ 0.68 (115/169)

B = สัดส่วนของพยาบาลที่มีอาการปวดหลัง
ต่อพยาบาลทั้งหมดเท่ากับ 0.62 (163/264)

P = 0.61 เมื่อแทนค่าลงในสูตรการคำนวณ
ต้องใช้กลุ่มตัวอย่างขั้นต้น 286 คน ทำการปรับขนาด
ตัวอย่างสำหรับวิเคราะห์ Multiple logistic regression⁽¹⁰⁾
เมื่อคำนึงถึงความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรอิสระด้วยกันที่
ไม่ควรมีความสูงเกินไปจนเป็นปัญหาทำให้เกิด (Multicollin-
eality) ประกอบกับความเป็นไปได้ในการทำการศึกษา
ให้สำเร็จ จึงเลือกสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เชิงพหุ เท่ากับ 0.5
ซึ่งจะได้กลุ่มตัวอย่าง เท่ากับ 382 คน จึงใช้พยาบาล
ผู้ปฏิบัติงานด้านแม่และเด็กทั้งหมดเข้าในการศึกษาคั้งนี้
โดยมีเกณฑ์คัดเข้า ได้แก่ มีประสบการณ์การทำงาน
6 เดือนขึ้นไป และมีความยินยอมเข้าร่วมการศึกษา สำหรับ
เกณฑ์คัดออก ได้แก่ มีโรคประจำตัวเกี่ยวกับระบบโครงร่าง
และกล้ามเนื้อ เคยประสบอุบัติเหตุถึงขั้นผ่าตัด และ
กำลังตั้งครรภ์ จากการเก็บรวบรวมข้อมูลทั้งหมด พบว่า
มีกลุ่มตัวอย่างบางส่วนที่ไม่ผ่านเกณฑ์คัดเข้า จึงเหลือ
แบบสอบถามที่ใช้ในการวิเคราะห์คั้งนี้ รวม 360 ฉบับ

เครื่องมือในการวิจัย ได้แก่ แบบสอบถามที่
ประยุกต์จาก Standard Nordic Questionnaire ฉบับ
ภาษาไทย โดยนำเฉพาะส่วนของการประเมินอาการ
ปวดหลังและระดับความรุนแรงของการปวด ในรอบ 12
เดือนที่ผ่านมา โดยแบ่งระดับของการรับรู้อาการปวด
เป็น 5 ระดับ ได้แก่

ระดับ 0 (0 คะแนน) หมายถึง รับรู้ว่าไม่มีอาการ
ปวด

ระดับ 1 (1-2 คะแนน) หมายถึง รับรู้ว่าการปวด
ระดับเล็กน้อย

ระดับ 2 (3-4 คะแนน) หมายถึง รับรู้ว่าการปวด
ระดับปานกลาง

ระดับ 3 (5-8 คะแนน) หมายถึง รับรู้ว่าการปวด
ระดับมาก

ระดับ 4 (9-16 คะแนน) หมายถึง รับรู้ว่าการปวด
ระดับมากเกินทนไหว

และใช้แบบสอบถามแบบมีโครงสร้าง ซึ่งแบ่งออก
เป็น 5 ส่วน คือ

ส่วนที่ 1 ข้อมูลส่วนบุคคล คือ เพศ อายุ ค่าดัชนี
มวลกาย (BMI) อายุการทำงาน และการออกกำลังกาย

ส่วนที่ 2 ข้อมูลด้านความเครียดจากการทำงาน

ส่วนที่ 3 ข้อมูลด้านลักษณะงานคือ ภาระงาน และ
ท่าทางในการทำงาน

ส่วนที่ 4 ข้อมูลด้านสภาพแวดล้อมในการทำงาน
คือความเหมาะสมของอุปกรณ์ทุ่นแรงในการทำงานและ
ความเพียงพอของอุปกรณ์

เครื่องมือผ่านการตรวจสอบเชิงเนื้อหาจากผู้
เชี่ยวชาญ และการทดสอบความเชื่อมั่นของแบบสอบถาม
(Reliability) กับพยาบาลด้านแม่และเด็ก จำนวน 30 คน
ที่ไม่ใช่กลุ่มตัวอย่างในการศึกษาคั้งนี้ พบว่า สัมประสิทธิ์
แอลฟาของครอนบาค (Cronbach's alpha coefficient)
ด้านความรุนแรง ซึ่งประยุกต์มาจากสุริยา ชายเกลี้ยง และ
คณะ⁽¹²⁾ พบว่า สัมประสิทธิ์แอลฟาของครอนบาค
(Cronbach's alpha coefficient) ของการปวดหลัง
เท่ากับ 0.86

วิเคราะห์ข้อมูลโดยใช้โปรแกรม STATA version
10.0 (ลิขสิทธิ์ของมหาวิทยาลัยขอนแก่น) สถิติเชิงพรรณนา
อธิบายลักษณะข้อมูลส่วนบุคคล ของพยาบาลด้านแม่
และเด็ก โดยกรณีข้อมูลแจกแจง นำเสนอค่า ความถี่
ร้อยละ กรณีข้อมูลต่อเนื่อง เสนอค่าเฉลี่ยและส่วนเบี่ยงเบน
มาตรฐานคำนวณอัตราความชุกของการปวดหลังส่วนล่าง
ตามสูตร ดังนี้

จำนวนผู้ที่รายงานว่ามีอาการตั้งแต่ระดับความรุนแรง ปานกลางขึ้นไปและความถี่บางคั้งขึ้นไป $\times 100$ จำนวนพยาบาลที่ศึกษาทั้งหมด
--

งานวิจัยนี้ให้คำนิยาม “การปวดหลังส่วนล่าง” หมายถึง ความรู้สึกหรืออาการไม่สุขสบาย เจ็บ ปวด บริเวณกระดูกสันหลังส่วนล่างลงมาถึงกระเบนเหน็บ โดยมีอาการตั้งแต่ระดับความรุนแรงปานกลางขึ้นไปถึงมาก จนเกินทนไหว และพิจารณาที่ความถี่ของการปวดระดับเป็นบางครั้งขึ้นไปในช่วงเวลารอบ 12 เดือนที่ผ่านมา

สถิติเชิงอนุมาน วิเคราะห์หาปัจจัยที่มีความสัมพันธ์อาการปวดหลังของพยาบาลที่ให้การดูแลด้านแม่และเด็ก โดยใช้สถิติพหุคูณลอจิสติก (Multiple logistic regression) นำเสนอด้วยค่า Crude Odds ratio (OR) และ adjusted Odds ratio (OR_{adj}) และค่าช่วงเชื่อมั่นที่ 95 (95% CI)

งานวิจัยชิ้นนี้ได้รับการเห็นชอบให้ดำเนินการวิจัยจากคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยในมนุษย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น เลขที่โครงการ HE 572127

ผลการศึกษา

ข้อมูลส่วนบุคคล

พยาบาลจำนวน 360 ราย ส่วนใหญ่อยู่ในวัยทำงาน โดยมีอายุเฉลี่ย 37.52 (SD = 10.65) ส่วนใหญ่เป็นเพศหญิง ร้อยละ 97.22 มีค่าดัชนีมวลกายอยู่ในระดับปกติเฉลี่ย 21.20 Kg/m² (SD = 2.90) อายุการทำงานเฉลี่ย 15.25 ปี (SD = 11.11) มีการออกกำลังกายสม่ำเสมอจำนวน 157 ราย (ร้อยละ 43.61)

ข้อมูลการปวดหลังส่วนล่างกับปัจจัยส่วนบุคคลของพยาบาลแม่และเด็ก

กลุ่มตัวอย่างมีความชุกของการปวดหลังส่วนล่างในรอบ 12 เดือนที่ผ่านมาเท่ากับร้อยละ 58.61 (95%CI = 53.33-63.75) เมื่อพิจารณาค่าความชุกจำแนกตามปัจจัยส่วนบุคคล พบว่ากลุ่มตัวอย่างเพศหญิงมีการปวดหลังส่วนล่างร้อยละ 58.00 เพศชายร้อยละ 80.00 กลุ่มตัวอย่างที่มีอายุ 41-50 พบความชุกของการปวดสูงสุดคือ ร้อยละ 72.00 อายุการทำงานของพยาบาลในด้านแม่และเด็กพบว่า กลุ่มตัวอย่างมีอาการปวดในอัตราเท่ากันทั้งที่มีอายุนาน <10 ปี หรือมากกว่า คือร้อยละ 58.6 กลุ่มตัวอย่างที่มีค่าดัชนีมวลกายอยู่ในเกณฑ์ปกติ และดัชนีมวลกายสูงกว่าเกณฑ์มีการปวดคือ ร้อยละ 61.46 และร้อยละ 60.97 ตามลำดับ และกลุ่มตัวอย่างที่มีค่าดัชนีมวลกายต่ำกว่าเกณฑ์ ร้อยละ 47.94 โดยในกลุ่มที่มีการออกกำลังกายสม่ำเสมอพบความชุกในการปวดเท่ากับร้อยละ 57.96 และไม่ออกกำลังกายพบเป็น ร้อยละ 59.11 ปัจจัยด้านความเครียดพบว่า กลุ่มที่มีความเครียดพบความชุกของการปวดเท่ากับร้อยละ 65.22 ซึ่งสูงกว่ากลุ่มที่ไม่เครียดที่มีความชุกร้อยละ 56.35 รายละเอียดดังตารางที่ 1

การปวดหลังส่วนล่างกับปัจจัยปัจจัยด้านลักษณะงาน

จากการศึกษาพบว่า ความชุกของการปวดหลังส่วนล่างในรอบ 12 เดือนที่ผ่านมาจำแนกตามปัจจัยด้านลักษณะงานพบว่า กลุ่มตัวอย่างที่ปฏิบัติกิจกรรมพยาบาลการทำหัตถการ ฉีดยา/ให้สารน้ำ/เย็บแผล มีการปวดหลังส่วนล่างเท่ากับร้อยละ 61.85 และการเขียนบันทึกทางการแพทย์/พยาบาล/งานเอกสาร/การนั่งนานมากกว่า 4 ชั่วโมง มีการปวดหลังส่วนล่าง ร้อยละ 62.40 รายละเอียดดังตารางที่ 2 และตารางที่ 3

ตารางที่ 1 จำนวน (ร้อยละ) การปวดหลังส่วนล่างกับปัจจัยส่วนบุคคลและปัจจัยด้านความเครียดของพยาบาลแม่และเด็ก (n = 360)

ข้อมูลปัจจัย	อาการปวดหลังส่วนล่าง		p-value
	ปวด	ไม่ปวด	
เพศ			0.163
หญิง	203 (58.00)	147 (42.00)	
ชาย	8 (80.00)	2 (20.00)	
อายุ (ปี)			0.525
23-30	65 (55.56)	52 (44.44)	
31-40	78 (62.91)	46 (37.09)	
41-50	36 (72.00)	14 (28.00)	
51-60	32 (46.38)	37 (53.62)	
ดัชนีมวลกาย			0.621
ต่ำกว่าเกณฑ์	35 (47.94)	38 (52.06)	
สูงกว่าเกณฑ์	50 (60.97)	32 (39.03)	
ปกติ	126 (61.46)	79 (38.54)	
อายุการทำงาน (ปี)			0.990
≥ 10	129 (58.63)	91 (41.37)	
<10	82 (58.57)	58 (41.43)	
การออกกำลังกาย			0.825
ออกกำลังกายสม่ำเสมอ	91 (57.96)	66 (42.04)	
ไม่ออกกำลังกาย	120 (59.11)	83 (40.89)	
ความเครียด			0.135
ไม่เครียด	151(56.35)	117(43.65)	
เครียด	60(65.22)	32(34.78)	

ตารางที่ 2 จำนวน (ร้อยละ) การปวดหลังส่วนล่างกับปัจจัยปัจจัยด้านลักษณะงานของพยาบาลแม่และเด็ก (n = 360)

ข้อมูลปัจจัย	อาการปวดหลังส่วนล่าง		p-value
	ปวด	ไม่ปวด	
อาบน้ำ/เช็ดตัวผู้ป่วยบนเตียง			0.396
ทำประจำ	90 (59.60)	61 (40.40)	
ไม่ได้ทำประจำ	119 (58.33)	85 (41.67)	
การอาบน้ำเด็ก			0.242
ทำประจำ	56 (53.85)	48 (46.15)	
ไม่ได้ทำประจำ	155 (60.55)	101 (39.45)	
การทำเตียงและทำความสะอาดเตียง			0.424
ทำประจำ	62 (57.41)	46 (42.59)	
ไม่ได้ทำประจำ	149 (59.13)	103 (40.87)	
การจัดท่า/เปลี่ยนท่า พลิกตะแคงตัว			0.967
ทำประจำ	93 (58.49)	66 (41.51)	
ไม่ได้ทำประจำ	118 (58.71)	83 (41.29)	
การทำหัตถการ ฉีดยา/ให้สารน้ำ/เย็บแผล			0.010*
ทำประจำ	180 (61.85)	149 (38.15)	
ไม่ได้ทำประจำ	31 (44.93)	38 (55.07)	
การเตรียม/เก็บอุปกรณ์การแพทย์			0.546
ทำประจำ	163 (59.49)	111 (40.51)	
ไม่ได้ทำประจำ	48 (55.81)	38 (44.19)	
การพยาบาลปฏิบัติการช่วยฟื้นคืนชีพ			0.611
ทำประจำ	32 (64.00)	18 (36.00)	
ไม่ได้ทำประจำ	179 (57.74)	131 (42.26)	
การเขียนบันทึกทางการพยาบาล/งานเอกสาร/การนั่งนานมากกว่า 4 ชั่วโมง			0.020*
ทำประจำ	161 (62.40)	97 (37.60)	
ไม่ได้ทำประจำ	50 (49.02)	52 (50.98)	

ตารางที่ 3 จำนวน (ร้อยละ) การปวดหลังส่วนล่างกับปัจจัยด้านท่าทางการทำงานของพยาบาลแม่และเด็ก (n = 360)

ข้อมูลปัจจัย	อาการปวดหลังส่วนล่าง		p-value
	ปวด	ไม่ปวด	
การก้ม/เงย คอขณะทำงาน			0.807
ทำประจำ	191 (58.41)	136 (41.59)	
ไม่ได้ทำประจำ	20 (60.60)	13 (39.40)	
การยกแขนสูงมือเหนือศีรษะ			0.470
ทำประจำ	138 (60.00)	92 (40.00)	
ไม่ได้ทำประจำ	73 (56.15)	57 (43.85)	
การยกแขนสูงข้อศอกเหนือไหล่			0.320
ทำประจำ	141 (60.51)	92 (39.49)	
ไม่ได้ทำประจำ	70 (55.11)	57 (44.89)	
การทำงานที่เอื้อมไกลสุดระยะแขน			0.476
ทำประจำ	138 (60.00)	92 (40.00)	
ไม่ได้ทำประจำ	73 (56.15)	57 (43.85)	
การก้ม/แอ่นหลังขณะทำงาน			0.720
ทำประจำ	145 (58.00)	105 (42.00)	
ไม่ได้ทำประจำ	66 (60.00)	44 (40.00)	
การบิด/เอี้ยวตัวขณะทำงาน			0.880
ทำประจำ	167 (58.80)	117 (41.20)	
ไม่ได้ทำประจำ	44 (57.89)	32 (42.11)	
การทำงานที่ยืนเป็นเวลานานมากกว่า 6 ชั่วโมงต่อวัน			0.447
ทำประจำ	125 (60.67)	81 (59.67)	
ไม่ได้ทำประจำ	86 (55.84)	68 (44.16)	
การยกเคลื่อนย้าย ยกพุงตัวผู้ป่วยลงจากเตียง หรือนั่งรถเข็น รถนอน			0.605
ทำประจำ	92 (56.44)	71 (43.56)	
ไม่ได้ทำประจำ	119 (60.40)	78 (39.6)	
การเคลื่อนย้ายเตียง/รถเข็น โดยการดึง/ผลัก/ลาก			0.732
ทำประจำ	95 (60.13)	63 (39.87)	
ไม่ได้ทำประจำ	116 (57.42)	86 (42.58)	
การเคลื่อนย้ายผู้ป่วยโดยลำพัง			0.868
ทำประจำ	63 (57.27)	47 (42.78)	
ไม่ได้ทำประจำ	148 (59.2)	102 (40.8)	

ข้อมูลปัจจัย	อาการปวดหลังส่วนล่าง		p-value
	ปวด	ไม่ปวด	
ยกเคลื่อนผู้ป่วย/วัตถุ หนักตั้งแต่ 10 กิโลกรัมแต่ไม่ถึง 25 กิโลกรัม			0.315
ทำประจำ	84 (63.16)	49 (36.84)	
ไม่ได้ทำประจำ	127 (55.95)	100 (44.05)	
ยกเคลื่อนผู้ป่วย/วัตถุ หนักตั้งแต่ 25 กิโลกรัมขึ้นไป			0.356
ทำประจำ	89 (61.80)	55 (38.2)	
ไม่ได้ทำประจำ	122 (56.48)	94 (43.52)	

ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับการปวดหลังส่วนล่างของพยาบาลแม่และเด็ก

ผลจากการวิเคราะห์ ด้วยสถิติ Chi-squared test ในเบื้องต้น พบว่า ปัจจัยด้านบุคคลไม่มีความสัมพันธ์กับการปวดหลังส่วนล่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนปัจจัยปัจจัยด้านลักษณะงาน จากการวิเคราะห์พบว่า การทำหัตถการ ฉีดยา/ให้สารน้ำ/เย็บแผล และการเขียนบันทึกทางการแพทย์/งานเอกสาร/การนั่งนานมากกว่า 4 ชั่วโมง มีความสัมพันธ์กับการปวดหลังส่วนล่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ และเมื่อวิเคราะห์โดยใช้สถิติถดถอยพหุโลจิสติก (Multiple logistic regression) ด้วยเทคนิคการขจัดออกทีละตัวแปร (Backward elimination) พิจารณาตัวแปรในการนำเข้าโมเดลเริ่มต้น จากการทบทวนวรรณกรรมปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับการปวดหลัง และจากผลการวิเคราะห์ตัวแปรเชิงเดี่ยว (Univariate analysis) ที่มีค่า $p < 0.25$ โดยควบคุมตัวแปร เพศ อายุ และอายุการทำงานในด้านแม่และเด็กดังนั้น จึงมีปัจจัยที่นำเข้าสู่โมเดลคือ เพศ อายุ อายุการทำงานด้านแม่และเด็ก การอาบน้ำเด็กการทำหัตถการ ฉีดยา/ให้สารน้ำ/เย็บแผล การเขียนบันทึกทางการแพทย์/งานเอกสาร/การนั่งนานมากกว่า 4 ชั่วโมงการยกเคลื่อนย้าย ยกพุงตัวผู้ป่วยลงจากเตียงหรือนั่งรถเข็น รถนอนและการยกเคลื่อนผู้ป่วย/วัตถุ หนักตั้งแต่ 10 กิโลกรัมแต่ไม่ถึง 25 กิโลกรัม ทำการวิเคราะห์หาโมเดลที่ดีที่สุด (The best model) โดยวิธีการตัดตัวแปรออกจากโมเดล ด้วยเทคนิคการวิเคราะห์ถดถอย

โลจิสติกแบบขั้นตอน (Stepwise multiple logistic regression) โดยจัดตัวแปรที่มีค่า >0.05 จนกว่าจะไม่มีตัวแปรใดๆ ออกจากโมเดลได้ ถือว่าเป็นโมเดลสุดท้ายที่จะอธิบาย

ปัจจัยเสี่ยงที่มีความสัมพันธ์กับการปวดหลังในพยาบาลด้านแม่และเด็ก ซึ่งการวิเคราะห์ได้ทำการควบคุมตัวแปร เพศ อายุ และอายุการทำงานในด้านแม่และเด็กผลการศึกษาพบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับการ

ปวดหลังส่วนล่างในพยาบาลแม่และเด็กอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ คือ การอาบน้ำเด็ก ($OR_{adj} = 0.53$, 95%CI = 0.31-0.90, $p-value = 0.020$) การทำหัตถการ ฉีดยา/ให้สารน้ำ/เย็บแผลเด็ก ($OR_{adj} = 1.88$, 95%CI = 1.01-3.50, $p-value = 0.045$) และ การยกเคลื่อนย้าย ยกพุงตัวผู้ป่วยลงจากเตียง หรือนั่งรถเข็น รถนอน ($OR_{adj} = 1.47$, 95%CI = 0.97-2.85, $p-value = 0.030$) ดังแสดงในตารางที่ 4

ตารางที่ 4 ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับการปวดหลังส่วนล่างในพยาบาลแม่และเด็ก โดยการวิเคราะห์ความสัมพันธ์แบบถดถอยพหุโลจิสติก (Multiple logistic regression)

ปัจจัย	ปวดหลังส่วนล่าง จำนวน (ร้อยละ)	OR (95%CI)	OR_{adj} (95%CI)	$p-value$
เพศ				
หญิง	203 (58.00)	0.35 (0.04-1.76)	0.41 (0.84-2.04)	0.280
ชาย	8 (80.00)	1.00	1.00	
อายุ				
≥ 35	119 (60.10)	1.15 (0.73-1.79)	1.02 (0.88-1.17)	0.813
< 35	92 (56.79)	1.00	1.00	
อายุการทำงาน				
≥ 10	129 (61.72)	1.01 (0.64-1.57)	0.98 (0.85-1.12)	0.732
< 10	91 (61.07)	1.00	1.00	
การอาบน้ำเด็ก				
ปฏิบัติประจำ	56 (53.85)	0.76 (0.46-1.24)	0.53 (0.31-0.90)	0.020*
ไม่ได้ปฏิบัติประจำ	155 (60.55)	1.00	1.00	
การทำหัตถการ ฉีดยา/ให้สารน้ำ/เย็บแผล				
ปฏิบัติประจำ	180 (61.85)	1.30 (1.13-3.50)	1.88 (1.01-3.50)	0.045*
ไม่ได้ปฏิบัติประจำ	31 (44.93)	1.00	1.00	
การยกเคลื่อนย้าย ยกพุงตัวผู้ป่วยลงจากเตียง หรือนั่งรถเข็น รถนอน				
ปฏิบัติประจำ	92 (56.44)	0.84 (0.54-1.32)	1.47 (0.97-2.85)	0.030*
ไม่ได้ปฏิบัติประจำ	119 (60.40)	1.00	1.00	

สรุปและอภิปรายผลการศึกษา

การศึกษาพบว่า กลุ่มตัวอย่างพยาบาลด้านแม่และเด็กมีความชุกของการปวดหลังส่วนล่างในรอบ 12 เดือนที่ผ่านมา เท่ากับ ร้อยละ 58.61 ซึ่งสูงกว่าการศึกษาของ Madiba et al.⁽⁶⁾ ที่พบว่าพยาบาลในโรงพยาบาลตติยภูมิมีการปวดหลังส่วนล่างจากการทำงานเท่ากับ ร้อยละ 58.00 และการศึกษาในพยาบาลอุบัติเหตุและฉุกเฉิน ที่พบความชุกของการปวดหลังส่วนล่าง เท่ากับ ร้อยละ 37.90⁽⁷⁾ ในขณะที่ต่ำกว่าการศึกษาในกลุ่มพยาบาลในต่างประเทศ ได้แก่ ประเทศอิหร่าน ประเทศญี่ปุ่น และประเทศไต้หวัน ที่พบร้อยละ 60.6⁽²⁾ ร้อยละ 71.3⁽¹³⁾ และร้อยละ 73.5⁽¹⁴⁾ ตามลำดับ ซึ่งเป็นความชุกที่สูงกว่าการศึกษาครั้งนี้ ทั้งนี้เนื่องจากการให้คำจำกัดความของการปวดหลังที่ต่างกันออกไปรวมถึงชนิดของคำถามที่ใช้ในการสอบถามอาการปวดที่แตกต่างกันออกไป โดยในการศึกษาครั้งนี้พิจารณาเฉพาะการปวดหลังส่วนล่างเฉพาะในรายที่มีระดับความรุนแรงของการปวดตั้งแต่ระดับปานกลางขึ้นไปและคำนึงถึงความถี่ของอาการด้วยและอาจมีวัฒนธรรมการทำงานที่ต่างกัน เช่น ความเครียดในการทำงานในประเทศเหล่านั้นสูงกว่าในประเทศไทย ส่งผลให้พบอาการปวดหลังมากกว่ากลุ่มพยาบาลในประเทศไทย

การพิจารณาความชุกตามปัจจัยส่วนบุคคลพบว่ากลุ่มตัวอย่างเพศชายมีการปวดหลังส่วนล่างสูงกว่าเพศหญิง คือร้อยละ 80.00 แตกต่างจากการศึกษาของ Sikiru & Hanifa⁽¹³⁾ ที่พบว่าความชุกของอาการปวดหลังส่วนล่างในพยาบาลเพศหญิงสูงกว่าเพศชายคือร้อยละ 68.0 อาจเป็นไปได้ว่าพยาบาลทั้งเพศชายและเพศหญิงมีสภาพร่างกายที่ต่างกัน เพศหญิงมีความยืดหยุ่นมากกว่าเพศชาย แต่การศึกษานี้อาจมีข้อจำกัดจากการมีส่วนของเพศชายเข้ามาในการศึกษาน้อยเกินไปที่อธิบายปัจจัยนี้ได้ อย่างไรก็ตามเมื่อพิจารณาด้านค่าดัชนีมวลกายอยู่ในเกณฑ์ปกติ พบว่ามีการปวดสูงสุดคือร้อยละ 61.46 กลุ่มตัวอย่างที่ไม่ออกกำลังกายพบความชุกของการปวดเป็นร้อยละ 59.11 และปัจจัยด้านความเครียดพบว่า กลุ่มที่มีความเครียดพบความชุกของการปวดเท่ากับร้อยละ 65.22 ซึ่งสูงกว่ากลุ่มที่ไม่มีความเครียด โดยพบ

ความชุกร้อยละ 56.35 ซึ่งสอดคล้องกับการศึกษาที่ผ่านมายังพบว่าพยาบาลมีความเครียดจากการทำงานถึงร้อยละ 75.90⁽⁷⁾

การศึกษาปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับการปวดหลังส่วนล่างพบว่าปัจจัยด้านลักษณะงาน ได้แก่ การอาบน้ำเด็ก การทำหัตถการ ฉีดยา/ให้สารน้ำ/เย็บแผลและการยกเคลื่อนย้าย ยกผู้ป่วยผู้ป่วยลงจากเตียง หรือนั่งรถเข็นรถนอน เป็นปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับการปวดหลังส่วนล่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ โดยการอาบน้ำเด็กเป็นประจำมีโอกาสเสี่ยงต่อการปวดหลังส่วนล่างน้อยกว่าการไม่ได้ปฏิบัติเป็นประจำ ($OR_{adj} = 0.53$; 95% CI = 0.31-0.90) มีความเป็นไปได้ว่าความเครียดจากภาระงานประเภทนี้ต่ำและเนื่องจากน้ำหนักเด็กทารกขณะที่อาบน้ำไม่มีผลต่อภาระร่างกายขณะประคอง ซึ่งการศึกษาที่ผ่านมาของ Smedley et al. ไม่ได้ยืนยันว่าการยกผู้ป่วยกลุ่มนี้เข้าและออกจากอ่างอาบน้ำมีผลต่อการปวดหลังในพยาบาล⁽¹⁵⁾ อีกทั้งงานนี้เป็นกิจกรรมที่ไม่ใช้เวลานาน ซึ่งต่างจากกิจกรรมด้านการเขียนบันทึกทางการแพทย์/งานเอกสาร/การนั่งนานมากกว่า 4 ชั่วโมง แล้วมีความเสี่ยงต่อการปวดหลังสูงกว่ากลุ่มที่ไม่ปฏิบัติเป็นประจำ ผลการศึกษาสอดคล้องกับที่ศึกษาในพยาบาลอุบัติเหตุและฉุกเฉินที่พบว่าปัจจัยความเครียดสูงและการทำงานกับคอมพิวเตอร์นานๆ สัมพันธ์กับการปวดหลังส่วนล่างในพยาบาล⁽¹⁶⁾

การทำหัตถการ ฉีดยา/ให้สารน้ำ/เย็บแผลเป็นประจำมีโอกาสเสี่ยงต่อการปวดหลังส่วนล่างมากกว่าการไม่ได้ปฏิบัติเป็นประจำถึง 1.88 เท่า (95% CI = 1.01-3.50) และการยกเคลื่อนย้าย ยกผู้ป่วยผู้ป่วยลงจากเตียง หรือนั่งรถเข็นรถนอนเป็นประจำมีโอกาสเสี่ยงต่อการปวดหลังส่วนล่างมากกว่าการไม่ได้ปฏิบัติเป็นประจำถึง 1.47 เท่า (95% CI = 0.97-2.85) ภาระงานดังกล่าวถือเป็นงานที่พยาบาลต้องปฏิบัติกับผู้ป่วยเป็นประจำ (Routine care) มีลักษณะท่าทางการทำงานที่หลากหลายอาจต้องอยู่ในท่ายืนหรือนั่งนานๆ การก้ม/เงย คอและหลัง การบิดเอี้ยวตัวขณะทำงาน การอุ้ม ยก และพุง ซึ่งเป็นสาเหตุของการปวดหลัง รวมไปถึงท่วงท่าในการทำงานที่ไม่คุ้นเคย ไม่เหมาะสม (Awkward posture)⁽¹⁾ สอดคล้องกับการ

ศึกษาของ คิลดา วงศ์ษา⁽³⁾ ที่พบว่าการทำงานของพยาบาล/ผู้ช่วยพยาบาล มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับอาการปวดหลัง คือลักษณะท่าทางในการทำงาน การศึกษาของ Sopajareeya et al. พบว่าการทำงานโดยการเคลื่อนย้ายผู้ป่วยจากเตียงหนึ่งไปสู่อีกเตียงหนึ่ง หรือเคลื่อนย้ายจากเตียงสู่เก้าอี้ เป็นปัจจัยเสี่ยงที่สัมพันธ์กับอาการปวดหลังส่วนล่างของพยาบาล⁽¹⁷⁾ และการศึกษาของ Omokhodion et al. ได้สรุปว่า ปัจจัยที่เกี่ยวข้องกับการปวดหลัง คือการทำงานหนัก ท่วงท่าทางที่ไม่ถูกต้อง⁽⁸⁾ และเมื่อจัดอันดับลักษณะงานเฉพาะของพยาบาลที่ทำให้เกิดอาการปวดหลัง 3 อันดับแรก ได้แก่ การก้มยกตัวผู้ป่วยขึ้นลงจากเตียงหรือขึ้นนั่งบนรถเข็น การพลิกตัวผู้ป่วย และการก้มในขณะทำหัตถการและการพยาบาลอื่นๆ⁽¹⁸⁾ นอกจากนี้ภาระงานตามหน้าที่ และการช่วยเหลือกิจวัตรประจำวันดังกล่าว นั้น พยาบาลต้องปฏิบัติกับผู้ป่วยโดยตรง บทบาทหน้าที่ในการปฏิบัติงานใกล้ชิดกับผู้ป่วยมากกว่าอาชีพอื่นจึงเสี่ยงต่อการปวดหลังและการบาดเจ็บต่อระบบโครงร่างและกล้ามเนื้อได้ง่าย⁽¹⁹⁾ ภาระงานที่มากและกิจกรรมที่หลากหลาย ซึ่งเกี่ยวข้องในการมีภาระงานหรือการออกแรงของอาชีพพยาบาลก็เป็นสาเหตุหนึ่งที่ทำให้เกิดการปวดหลังส่วนล่างได้เช่นกัน⁽²⁰⁾

อย่างไรก็ตาม การศึกษานี้มีข้อจำกัดด้านการระบุระดับความรุนแรงของการปวดของอาสาสมัคร ซึ่งการรับรู้อาการปวดที่ระดับเดียวกันของอาสาสมัครแต่ละคนจะมีความแตกต่างกัน และในการระบุอาการปวดหลังส่วนล่างนั้นอาสาสมัครอาจมีอาการมาก่อนหน้า 12 เดือน

ข้อเสนอแนะ

1) ผลการศึกษานี้ พบว่า ปัจจัยเสี่ยงที่มีความสัมพันธ์กับการปวดหลังส่วนล่างในพยาบาลกลุ่มให้การดูแลแม่และเด็ก คือ ปัจจัยด้านลักษณะงาน ได้แก่ การอาบน้ำเด็ก การทำหัตถการ และการเคลื่อนย้ายผู้ป่วย ดังนั้นหน่วยงานควรมีการจัดกิจกรรมด้านอบรมให้ความรู้ในเรื่องท่าทางการทำงานที่เหมาะสม รวมทั้งส่งเสริมการออกกำลังกายและส่งเสริมการออกกำลังกายการยืดเหยียดกล้ามเนื้อที่เหมาะสมเพื่อเพิ่มสมรรถภาพทางกายป้องกันการปวดหลังส่วนล่างในพยาบาลกลุ่มนี้ ต่อไป

2) เนื่องจากการศึกษานี้เป็นแบบภาคตัดขวาง ดังนั้นเพื่อจำกัดการเกิดอคติจาก Recalled-bias และ Information bias ควรทำการศึกษาแบบติดตามไปข้างหน้า (Prospective cohort study) เพื่อประเมินอุบัติการณ์ของการปวดหลังจากสาเหตุของการทำงาน และค้นหาปัจจัยเสี่ยงจากการทำงานที่เกี่ยวข้องต่อไป

เอกสารอ้างอิง

1. Chaiklieng S. Work-related back pain. *KKU Journal for Public Health Research* 2009; 2(3): 49-57.
2. Choobineh A, Movahed M, Hamidreza S, Kumashiro M. Perceived demands and musculoskeletal disorders in operating room nurses of Shiraz City Hospitals. *Industrial Health* 2010; 48: 74-84.
3. Wongsas S. the prevalence of low back pain in health care providers at Phayao Hospital. *Chiangrai Medical Journal* 2012; 4(2): 35-42.
4. Somtua J, Chaiklieng S. The prevalence of back pain among maternal child health nurses. *Journal of Nursing and Health Care* 2015; 33(3): 62-9.
5. Wongthanakit S, Thongwichain S, Khalumphakorn S, Kangboonchu O. Factors associated with protective behavior in low back pain among nurses at government hospital, Nonthaburi province. *Journal of Public Health* 2005; 35(2): 109-18.
6. Madiba S, Hoque ME, Rakgase R. Musculoskeletal disorders among nurses in high acuity areas in a tertiary hospital in South Africa. *Occupational Health Southern Africa* 2013; 19(1): 20-3.

7. Luemongkol R, Chaiklieng S. Musculoskeletal Disorders and Work Stress among Emergency Nurses at the Regional Hospitals in the Northeast of Thailand. *Srinagarind Medical Journal* 2014; 29: 282-90.
8. Omokhodion FO, Umar, Ogunnowo BE. Prevalence of low back pain among staff in a rural hospital in Nigeria. *Occup Med* 2000; 50: 107-10.
9. Hudson MA. Texas passes first law for safe patient handling in America: landmark legislation protects health-care workers and patients from injury related to manual patient lifting. *J Long Term Eff Med Implants* 2005; 15(5): 559-66.
10. Hsieh FY, Bloch DA, Larsen MD. A simple method of sample size calculation for linear and logistic regression. *Statistic in Medicine* 1998; 17(14): 1623-34.
11. Sopajareeya C, Viwatwongkasem C, Lapvongwatana P, Hong O, Kalampakorn S. Prevalence and risk factors of low back pain among nurses in a Thai public hospital. *Journal of the Medical Association of Thailand* 2009; 92(7): 93-9.
12. Chaiklieng S, Suggaravetsiri P, Boonprakob Y. Work ergonomic hazards for musculoskeletal pain among University office workers. *Walailak Journal of Science and Technology* 2010; 7(2):169-76.
13. Smith D, Mihashi M, Adashi Y, Koga H, Ishitake T. A detailed analysis of musculoskeletal disorder risk factors among Japanese nurses. *Journal of Safety Research* 2006; 37: 195-200.
14. Sikiru L, Hanifa S. Prevalence and risk factors of low back pain among nurses in a typical Nigerian hospital. *African Health Sciences* 2010; 10(1): 26-30.
15. Smedley J, Egger P, Cooper C, Coggon D. Manual handling activities and risk of low back pain in nurses. *Occupational and Environmental Medicine* 1995; 52: 160-3.
16. Luemongkol R, Chaiklieng S. Risk factors of work-related low back pain among emergency nurse at regional hospitals in the northeast of Thailand. *J Med Tech Phy Ther* 2015; 27(3): 273-86.
17. Sopajareeya C, Viwatwongkasem C, Lapvongwatana P, Hong O, Kalampakorn S. Prevalence and risk factors of low back pain among nurses in a Thai public hospital. *J Med Assoc Thai* 2009; 92(7): 93-9.
18. Trinkoff AM, Lipscomb JA, Geiger-Brown J, Storr CL, Brady BA. Perceived physical demands and report musculoskeletal problems in registered nurses. *American Journal of Preventive Medicine* 2003; 24(3): 270-5.
19. Wannapira P, Wannapira W. Prevalence and risk factor of low back pain/hip/leg among hospital personal. *Buddhachinaraj Medical Journal* 2550; 24(2): 181-6.
20. Wong TS, Teo N, Kyaw MO. Prevalence and risk factors associated with low back pain among health care providers in a district Hospital. *Malaysian Orthopaedic Journal* 2010; 4(2): 23-8.

การเตรียมตัวอย่างทดสอบมาตรฐานสำหรับการเปรียบเทียบคุณภาพของการตรวจหาฮอร์โมนเอชซีจีด้วยชุดตรวจการตั้งครรภ์ในเครือข่ายห้องปฏิบัติการทางการแพทย์

วิภาดา ปะนัดเต^{1,2*} ณัฐยา แซ่ฮึง² และยุพิน อนิวรรณอังกู²

Received: February 12, 2018

Revised: June 16, 2018

Accepted: July 13, 2018

บทคัดย่อ

การประเมินคุณภาพโดยองค์กรภายนอกของชุดตรวจการตั้งครรภ์ในปัสสาวะมีให้บริการในหลายประเทศ ในส่วนของประเทศไทยยังไม่เพียงพอต่อการให้บริการ ทำให้ห้องปฏิบัติการส่วนใหญ่ต้องดำเนินการเปรียบเทียบทางห้องปฏิบัติการเองในพื้นที่ โดยใช้ตัวอย่างที่เตรียมเองซึ่งต้องมีความถูกต้องเป็นไปตามมาตรฐานคือมีความเป็นเนื้อเดียวกัน และมีความคงตัว วัตถุประสงค์ของการศึกษานี้ เพื่อศึกษาการเตรียมตัวอย่างทดสอบมาตรฐานจากปัสสาวะสำหรับควบคุมคุณภาพของชุดตรวจการตั้งครรภ์ในปัสสาวะที่มีความเป็นเนื้อเดียวกันและความคงตัวของตัวอย่างทดสอบมาตรฐานตลอดช่วงระยะเวลาที่กำหนดตามข้อกำหนดของ ISO 13528:2005 และเพื่อประเมินความสามารถในการตรวจวิเคราะห์ของห้องปฏิบัติการจากตัวอย่างทดสอบมาตรฐานที่เตรียมเอง โดยเตรียมตัวอย่างทดสอบมาตรฐานจากปัสสาวะที่ทราบค่าความเข้มข้นของปริมาณฮอร์โมนเอชซีจีซึ่งมีค่าช่วง 0 ถึง 11,480 mIU/ml แบ่งบรรจุใส่ในขวดบรรจุแล้วสุ่มมาประเมินความเป็นเนื้อเดียวกันและความคงตัวทั้งเชิงปริมาณและเชิงคุณภาพ แล้วนำไปประเมินคุณภาพของการตรวจหาฮอร์โมนเอชซีจีด้วยชุดตรวจการตั้งครรภ์ในเครือข่ายห้องปฏิบัติการทางการแพทย์ อาสาสมัครจำนวน 20 แห่งและห้องปฏิบัติการอ้างอิง 3 แห่ง จำนวน 2 รอบการทดสอบ โดยแต่ละรอบได้มีการประเมินความเป็นเนื้อเดียวกันและความคงตัวของตัวอย่างทดสอบมาตรฐานทุกครั้ง ผลการทดสอบพบว่า การประเมินความเป็นเนื้อเดียวกันของตัวอย่างทดสอบมาตรฐาน 2 ชุดในเชิงปริมาณมีค่าสัมประสิทธิ์ความแปรปรวนเท่ากับร้อยละ 2.29 และร้อยละ 4.24 ในรอบการทดสอบที่ 1 ร้อยละ 25.83 และร้อยละ 22.27 ในรอบการทดสอบที่ 2 ส่วนการตรวจเชิงคุณภาพให้ผลตรงกันทุกครั้งที่ทดสอบ จากการประเมินความคงตัวของตัวอย่างทดสอบมาตรฐาน 2 ชุดในเชิงปริมาณให้ค่าสัมประสิทธิ์ความแปรปรวนเท่ากับร้อยละ 1.89 และ ร้อยละ 13.18 ในรอบการทดสอบที่ 1 ร้อยละ 21.0 และร้อยละ 2.34 ในรอบการทดสอบที่ 2 ส่วนการตรวจเชิงคุณภาพมีผลการตรวจตรงกันทุกครั้งที่ทดสอบ สำหรับการประเมินความคงตัวเชิงปริมาณช่วงเวลา 7 วันในรอบการทดสอบที่ 1 ค่าสัมประสิทธิ์ความแปรปรวนเท่ากับร้อยละ 1.89, ร้อยละ 13.18 ในรอบการทดสอบที่ 2 เท่ากับร้อยละ 21.0 และ ร้อยละ 2.34 แต่อย่างไรก็ตามการประเมินความคงตัวเชิงคุณภาพมีความถูกต้องของผลการทดสอบทุกครั้ง นอกจากนั้นยังพบว่ากลูโคสที่ระดับความเข้มข้น 1000 มล./ดล. ฮีโมโกลบิน 8 มก./ดล. และบิลิรูบิน 2.67 มก./ดล. ไม่มีผลกระทบต่อผลการตรวจฮอร์โมน

เอชซีจีในเชิงคุณภาพแต่อย่างใด การประเมินคุณภาพห้องปฏิบัติการทางการแพทย์ในเครือข่ายพบว่าตัวอย่างทดสอบมาตรฐานชุดที่ 1 และ 2 ซึ่งมีชุดละ 3 ตัวอย่างนั้น มีห้องปฏิบัติการที่มีผลการประเมินคุณภาพการตรวจโดยรวมอยู่ในเกณฑ์ร้อยละ 84.1 และ 68.1 เกณฑ์ยอมรับได้ร้อยละ 15.9 และ 31.9 ตามลำดับ และไม่มีห้องปฏิบัติการใดที่อยู่ในช่วงยอมรับไม่ได้ ตัวอย่างทดสอบมาตรฐานที่เตรียมเองมีคุณภาพดีพอที่จะนำไปประเมินการควบคุมคุณภาพการตรวจหาฮอร์โมนเอชซีจีในชุดการทดสอบการตั้งครุระหว่างห้องปฏิบัติการและสามารถใช้เป็นต้นแบบการประเมินคุณภาพในเครือข่ายห้องปฏิบัติการทางการแพทย์ได้

คำสำคัญ: การเปรียบเทียบผลระหว่างห้องปฏิบัติการ, ชุดทดสอบการตั้งครุ, ความเป็นเนื้อเดียวกัน, ความคงตัว

¹นักศึกษาปริญญาโท สาขาเทคนิคการแพทย์ คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น 40002

²กลุ่มงานเทคนิคการแพทย์ โรงพยาบาลพิบูลย์ จังหวัดอุดรธานี 41150

³กลุ่มวิชาจุลทรรศน์คลินิก คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น 40002

*ผู้รับผิดชอบบทความ



The preparation of standard samples for interlaboratory proficiency testing of hCG pregnancy test kit in medical network

Wikanda Panutte^{1,2*}, Nattaya Sae-ung³, Yupin Aniwat-angkoon³

Abstract

The external quality assessment scheme for urine hCG pregnancy test has been provided in several countries. However, this service is insufficient in Thailand. Therefore, most of laboratories have to perform interlaboratory comparisons in the area using in-house quality control. The preparation of quality control product for these comparisons must be accurate according to the standards that must be homogenous and stable. The aim of this study was to evaluate the quality of the prepared standard samples of urine pregnancy test kit in terms of homogeneity, stability based on the requirement of ISO 13528:2005. To evaluate interlaboratory performance for urine pregnancy test kit in Udon Thani medical laboratory network using the prepared standard samples. The standard sample from known urine concentration of hCG level, which range 0 to 11,480 mIU/ml, was prepared. In-house control products were packaged in bottles and randomly assessed homogeneity and stability both quantitatively and qualitatively. After that the standard sample was distributed to participant's laboratory to evaluate interlaboratory performance. Laboratory analytical performance of the hCG pregnancy test kit was assessed 2 round testing with 3 samples per round in a network of 20 volunteer medical laboratories and 3 reference laboratories. The homogeneity and stability of the test product was determined in each round. The result showed that quantitative homogeneity of two test set products was assessed. The coefficients of variance were 2.29% and 4.24% in the first round, 25.83% and 22.27% in the second round. Qualitative homogeneity tests were consistent for all tests. Quantitative stability of the test products was assessed for 7 days. The coefficients of variance were 1.89% and 13.18% in the first round, 21.0% and 2.34% in the second round. However, the qualitative stability assessments were corresponding result for every test. In addition, 1000 mg/dL of glucose, 8 mg/dL of hemoglobin, and 2.67 mg/dL of bilirubin had no impact on quality of urine hCG pregnancy test kit. The laboratory analytical performance of medical laboratory network with two round assessments, three samples in each round, had the good test results of 84.1% and 68.1%, respectively, the acceptance test results of 15.9% and 31.9%, respectively, and no unacceptable test result in each round. This study

indicates that the standard samples are appropriate for use in quality assessment by interlaboratory comparisons for urine hCG pregnancy test kit and could be used as a model for quality assessment in medical laboratory network.

Keywords: Interlaboratory proficiency testing, Urine pregnancy test kit, Homogeneity, Stability

¹Master degree student, Medical Technology Program, Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University

²Division of Medical Technology, Phen Hospital, Udon Thani province

³Division of Clinical Microscopy, Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University

*Corresponding author: (e-mail: p_wikanda@hotmail.com)

บทนำ

การตรวจทางห้องปฏิบัติการเพื่อวินิจฉัยการตั้งครรภ์ในโรงพยาบาลทั่วไปนิยมใช้ชุดตรวจสำเร็จ ณ จุดผู้ป่วย ซึ่งเป็นการตรวจวัดฮอร์โมนเอชซีจีในปัสสาวะเชิงคุณภาพที่ใช้หลักการทางภูมิคุ้มกันวิทยา⁽¹⁾ ชุดตรวจการตั้งครรภ์สำเร็จ แม้เป็นวิธีที่ตรวจวัดได้รวดเร็วและมีความแม่นยำและความจำเพาะของชุดตรวจการตั้งครรภ์สำเร็จแต่ละยี่ห้อที่แตกต่างกันทำให้มีความหลากหลายในผลการตรวจ ความแปรปรวนนี้เกี่ยวข้องกับโครงสร้างของฮอร์โมนเอชซีจีที่ถูกตรวจวัดทั้งในปัสสาวะและในเลือด⁽²⁻⁴⁾ ดังนั้นเพื่อความถูกต้องและน่าเชื่อถือของผลการตรวจวิเคราะห์จึงจำเป็นต้องมีการควบคุมคุณภาพการตรวจวิเคราะห์ ในชุดตรวจสำเร็จโดยทั่วไปมีการควบคุมคุณภาพของการใช้งานจะมีแถบควบคุมเพื่อใช้ในการบ่งชี้ว่าชุดทดสอบอยู่ในสภาวะที่สามารถใช้งานได้ และการควบคุมคุณภาพความถูกต้องของผลการตรวจต้องใช้กระบวนการประกันคุณภาพการตรวจวิเคราะห์ ด้วยการทดสอบความชำนาญและการประเมินคุณภาพจากองค์กรภายนอก ซึ่งผู้ดำเนินกิจกรรมต้องมีระบบการดำเนินงานที่เป็นไปตามมาตรฐานสากล ISO/IEC 1704-2010⁽⁵⁾ เพื่อให้การประเมินสมรรถนะห้องปฏิบัติการที่เข้าร่วมกิจกรรมมีความถูกต้องน่าเชื่อถือ ชุดตัวอย่างที่ใช้ในกิจกรรมทดสอบความชำนาญห้องปฏิบัติการมีบทบาทสำคัญมากต่อการดำเนินกิจกรรม ปัจจัยสำคัญที่เกี่ยวข้องคือการเตรียมตัวอย่างทดสอบมาตรฐานเพื่อทดสอบ⁽⁶⁾ คุณสมบัติของตัวอย่างทดสอบมาตรฐานต้องเหมือนสิ่งส่งตรวจที่ใช้ในงานประจำสามารถสลับได้⁽⁷⁻¹¹⁾ ด้วยห้องปฏิบัติการในเครือข่ายห้องปฏิบัติการทางการแพทย์ของจังหวัดอุดรธานียังไม่มีการเปรียบเทียบผลระหว่างห้องปฏิบัติการโดยใช้ตัวอย่างทดสอบมาตรฐานที่ได้มาตรฐานตามข้อกำหนดในการเตรียม ในการศึกษาค้นคว้าครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาการเตรียมตัวอย่างทดสอบมาตรฐานจากปัสสาวะสำหรับควบคุมคุณภาพของชุดตรวจการตั้งครรภ์ในปัสสาวะให้มีความเป็นเนื้อเดียวกันและความคงตัวของตัวอย่างทดสอบตลอดช่วงระยะเวลาที่กำหนดและใช้ตัวอย่างทดสอบมาตรฐานที่เตรียมเองประเมินคุณภาพการตรวจหาฮอร์โมนเอชซีจีด้วยชุดตรวจ

การตั้งครรภ์ในปัสสาวะ ในการศึกษาค้นคว้าครั้งนี้ยังมีการศึกษาผลกระทบของ น้ำตาลกลูโคส ฮีโมโกลบินและบิลิรูบินในปัสสาวะต่อชุดตรวจการตั้งครรภ์ในปัสสาวะและอุณหภูมิการเก็บรักษาตัวอย่างทดสอบเพื่อการจัดส่งอีกด้วย

วัสดุและวิธีการ

การศึกษานี้ผ่านการพิจารณาจากคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยในมนุษย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น (เลขที่ HE592193)

1. ขั้นตอนการเตรียมตัวอย่างทดสอบมาตรฐาน

1.1 การจัดเตรียมตัวอย่างทดสอบมาตรฐาน
ตัวอย่างปัสสาวะจากอาสาสมัครหญิงตั้งครรภ์ซึ่งมีอายุครรภ์ 12 สัปดาห์และตัวอย่างปัสสาวะจากอาสาสมัครหญิงไม่ตั้งครรภ์ถูกนำไปทดสอบด้วยแถบการตรวจการตั้งครรภ์ในปัสสาวะและส่งตรวจหาปริมาณฮอร์โมนเอชซีจีด้วยหลักการ electrochemiluminescence Immunoassay (ECLIA) ที่ศูนย์แล็บธนบุรี สาขาอุดรธานี ซึ่งได้รับรองมาตรฐานการตรวจวิเคราะห์ ISO 15189 ในรายการตรวจเบตา-เอชซีจี (beta hCG) นำปัสสาวะที่ทราบค่าปริมาณของฮอร์โมนเอชซีจีมาเตรียมผลิตภัณฑ์ทดสอบ ซึ่งมีความเข้มข้นของฮอร์โมนเอชซีจีที่ใช้ประเมินแถบทดสอบการตั้งครรภ์เชิงคุณภาพที่ให้ผลทดสอบเป็น strong positive (ค่าความเข้มข้นของฮอร์โมนเอชซีจีเท่ากับ > 500 mIU/mL), positive (ค่าความเข้มข้นของฮอร์โมนเอชซีจี 301 – 500 mIU/mL), weakly positive (ค่าความเข้มข้นของฮอร์โมนเอชซีจี 1 - 300 mIU/mL) และ negative (ค่าความเข้มข้นของฮอร์โมนเอชซีจีเท่ากับ 0 mIU/mL)

1.2 การทดสอบความเป็นเนื้อเดียวกันของตัวอย่างทดสอบมาตรฐาน

สุ่มปัสสาวะที่เตรียมเป็นตัวอย่างทดสอบมาตรฐานจำนวน 10 ตัวอย่างในแต่ละชุดตัวอย่างอย่างมีระบบ⁽¹²⁾ ไปตรวจหาปริมาณฮอร์โมนเอชซีจีแล้วนำค่าที่ได้มาประเมินความเป็นเนื้อเดียวกัน ในการประเมินผลเพื่อตรวจสอบความเป็นเนื้อเดียวกันของตัวอย่างทดสอบมาตรฐานและวิเคราะห์ผลด้วยการเปรียบเทียบค่าส่วน

เบี่ยงเบนมาตรฐานระหว่างตัวอย่าง (between-sample standard deviation; Ss) กับค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานที่ใช้ในการประเมินผลการทดสอบความชำนาญ (standard deviation of proficiency assessment, σ^*) โดยใช้เกณฑ์การยอมรับตามมาตรฐาน ISO 13528 : 2005⁽¹³⁾ คือ ค่าการตรวจวิเคราะห์หาปริมาณฮอร์โมนเอชซีจีจำนวน 10 ตัวอย่าง เมื่อใช้สถิติทดสอบพบว่าไม่แตกต่างกันแสดงว่าตัวอย่างทดสอบมาตรฐานมีความเป็นเนื้อเดียวกัน ($Ss \leq 0.3\sigma^*$)

1.3 การทดสอบความคงตัวของตัวอย่างทดสอบมาตรฐาน

นำปัสสาวะที่เตรียมเป็นตัวอย่างทดสอบมาตรฐานจำนวน 3 ตัวอย่างที่เก็บไว้ในระยะเวลา 7 วันไปตรวจหาปริมาณฮอร์โมนเอชซีจีแล้วนำค่าที่ได้มาประเมินความคงตัวของตัวอย่างทดสอบมาตรฐาน โดยใช้หลักการของ ISO 13528:2005⁽¹³⁾ คือ ถ้าค่าความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ยของค่าปริมาณฮอร์โมนเอชซีจีเมื่อศึกษาความคงตัวกับค่าเฉลี่ยของค่าปริมาณฮอร์โมนเอชซีจี (Xtk) เมื่อศึกษาความเป็นเนื้อเดียวกัน (Ytk) ต้องไม่เกิน 0.3 เท่าของค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของการทดสอบความชำนาญ (standard deviation of proficiency assessment, σ^*) จึงจะแสดงว่าตัวอย่างทดสอบมาตรฐานมีความคงตัว ($|Xtk - Ytk| \leq 0.3\sigma^*$)

สำหรับ ค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานที่ใช้ในการประเมินผลการทดสอบความชำนาญ (standard deviation for proficiency assessment; σ^*) เลือกใช้ค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเป้าหมาย (target standard deviation) ซึ่งแหล่งของข้อมูลที่นำมาใช้ประกอบการกำหนดเกณฑ์ค่าเป้าหมายนั้นได้จากข้อมูลของค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานจากกิจกรรมทดสอบความชำนาญที่ได้เคยทดลองมาก่อน ทั้งนี้เนื่องจากยังไม่พบข้อมูลที่มีการศึกษาไว้จากแหล่งข้อมูลอื่นๆ ดังนั้นในการศึกษานี้จึงใช้ค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเป้าหมายจากการส่งออกครั้งแรกของงานวิจัย (try out) คือ ค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานระหว่างตัวอย่าง (between-samples standard deviation; Ss) เท่ากับ 147.94 เป็นค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเป้าหมายที่ใช้ในการประเมินผลการทดสอบความชำนาญ

1.4 การทดสอบสารรบกวน

เนื่องจากในเอกสารประกอบชุดทดสอบการตรวจการตั้งครรภ์ที่ใช้ในงานวิจัยยี่ห้อ BOSON ระบุว่าอาจถูกรบกวนด้วยกลูโคส ฮีโมโกลบินและบิลิรูบินในปัสสาวะ จึงมีการทดสอบสารรบกวนในช่วงครอบคลุมที่เอกสารระบุ โดยเติมฮีโมโกลบินช่วง 0.25-8 mg/dL หรือบิลิรูบินช่วง 0.05-2.67 mg/dL ในปัสสาวะที่มีและไม่มีฮอร์โมนเอชซีจี สำหรับกลูโคสนั้นเนื่องจากเอกสารระบุค่าไวสูง (2,000 mg/dL) ซึ่งมากกว่าที่จะพบในความผิดปกติทั่วไป จึงทำศึกษากลูโคสในปัสสาวะช่วง 100-1000 mg/dL ในการศึกษาของสารแต่ละชนิดได้ทำการเจือจางตัวอย่างเป็นชุดแบบสองเท่า (serial two fold dilution) แล้วนำมาทดสอบกับชุดตรวจการตั้งครรภ์ในปัสสาวะ

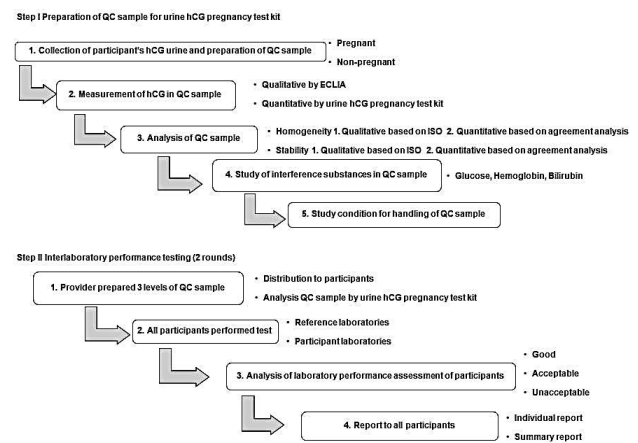


Figure 1 Diagram showing the conceptual framework of the study

1.5 การทดสอบอุณหภูมิการเก็บรักษาตัวอย่างทดสอบมาตรฐาน

เนื่องจากในกระบวนการส่งตัวอย่างต้องรักษาตัวอย่างให้เย็นขณะส่ง จึงทำการศึกษาว่าอุณหภูมิที่เก็บรักษาตัวอย่างมีสภาวะที่เหมาะสม โดยนำกล่องโฟมขนาด 10 กิโลกรัม (ขนาดภายนอก 26x37.2x31.5 เซนติเมตร ภายใน 20x33.7x26.7 เซนติเมตร) บรรจุถุงน้ำแข็ง (ice pack) ขนาด 8x20 เซนติเมตร จำนวน 8 ชิ้น บันทึกอุณหภูมิภายในและภายนอกกล่องโฟมทุก 1 ชั่วโมงเป็นระยะเวลา 8 ชั่วโมง

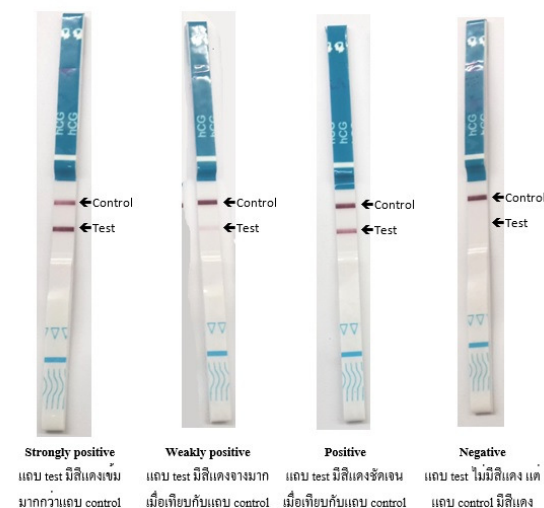


Figure 2 Interpretation of the result of urine hCG pregnancy urine test kit

2. การประเมินความสามารถห้องปฏิบัติการ

ห้องปฏิบัติการที่เข้าร่วมการศึกษาในครั้งนี้ มีจำนวน 23 แห่ง ซึ่งเป็นห้องปฏิบัติการอาสาสมัครที่อยู่ในเครือข่ายห้องปฏิบัติการทางการแพทย์ของจังหวัดอุดรธานี จำนวน 20 แห่งและห้องปฏิบัติการอ้างอิงที่อยู่ในจังหวัดอุดรธานี 3 แห่ง ผู้วิจัยทำการประเมิน 2 รอบโดยแต่ละรอบจัดส่ง 3 ตัวอย่างซึ่งมีความแตกต่างของผลการทดสอบให้กับห้องปฏิบัติการที่เข้าร่วมโครงการ โดยให้มารับที่โรงพยาบาลหลักที่กระจายตัวอย่างพร้อมทั้งเอกสารต่าง ๆ ได้แก่ คู่มือโครงการ แบบฟอร์มการรายงาน กำหนดให้ส่งกลับทางจดหมายและจดหมายอิเล็กทรอนิกส์ สำหรับเกณฑ์การประเมินผลการทดสอบคือ เปรียบเทียบค่าที่รายงานของสมาชิกกับค่าเป้าหมายที่กำหนดซึ่งแปลงค่าเชิงปริมาณมาเป็นเชิงคุณภาพคือ positive, strongly positive, weakly positive และ negative ตามค่าอ้างอิงของชุดตรวจดังรูปที่ 2 และแปลผลการประเมินคุณภาพการตรวจได้เป็นดี (good) คือการรายงานผลการตรวจที่ตรงกับค่าเป้าหมาย เช่น ค่าเป้าหมาย strongly positive รายงานเป็น strongly positive ยอมรับได้ (acceptable) คือการรายงานผลการตรวจที่คาดเคลื่อนจากค่าเป้าหมาย แต่การแปลผลตรวจยังคงถูกต้อง เช่น ค่าเป้าหมาย strongly positive รายงานเป็น positive ยอมรับไม่ได้ (unacceptable) คือการรายงานผลการตรวจที่คาดเคลื่อนจากค่าเป้าหมาย

และการแปลผลตรวจไม่ถูกต้อง เช่น ค่าเป้าหมาย positive รายงานเป็น negative สำหรับการรายงานผลที่ส่งกลับไปยังสมาชิกจะมีการรายงาน 2 แบบคือ การรายงานเฉพาะผลของรายสมาชิก (individual report) และ การรายงานผลของสมาชิกโดยรวม (summary report)

ผลการศึกษา

1. การประเมินคุณภาพตัวอย่างทดสอบมาตรฐาน

การประเมินความเป็นเนื้อเดียวกันของตัวอย่างทดสอบมาตรฐานที่เตรียมขึ้นในเชิงปริมาณ 2 ชุด โดยตัวอย่างทดสอบมาตรฐานแต่ละชุดเตรียม 3 ตัวอย่างที่มีความเข้มข้นของฮอร์โมนเอชซีจีต่างกันดังนี้ ชุดที่ 1 มี weakly positive, positive และ negative ชุดที่ 2 มี strong positive, weakly positive และ negative ค่าสัมประสิทธิ์ความแปรปรวนของตัวอย่างทดสอบมาตรฐานจะถูกประเมิน 2 ตัวอย่างที่สามารถวัดค่าปริมาณฮอร์โมนเอชซีจีได้ และตัวอย่างที่ให้ค่า negative จะไม่นำมาประเมินในแต่ละชุดการทดสอบ ชุดที่ 1 มีค่าเท่ากับ ร้อยละ 2.29 และร้อยละ 4.24 ส่วนชุดที่ 2 มีค่าเท่ากับ ร้อยละ 25.83 และร้อยละ 22.27 ตามลำดับ ส่วนของค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของตัวอย่างทดสอบมาตรฐานทั้ง 2 ชุด เท่ากับร้อยละ 6.25 และร้อยละ 21.30 สำหรับชุดแรก ร้อยละ 18.08 และร้อยละ 43.02 สำหรับชุดที่ 2 ดังแสดงในตารางที่ 1 และตารางที่ 2 สำหรับการตรวจเชิงคุณภาพให้ผลการตรวจตรงกันทุกครั้งที่ทดสอบ

การประเมินความคงตัวของตัวอย่างทดสอบมาตรฐานในระยะเวลา 7 วันจากตัวอย่างทดสอบมาตรฐานจำนวน 4 ตัวอย่างที่เตรียมใช้ใน 2 รอบการทดสอบพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ความแปรปรวนเท่ากับร้อยละ 1.89 และร้อยละ 13.18 ในตัวอย่างทดสอบมาตรฐานชุดที่ 1 ร้อยละ 21.0 และร้อยละ 2.34 ดังแสดงในตารางที่ 3 ในตัวอย่างทดสอบมาตรฐานชุดที่ 2 สำหรับการตรวจเชิงคุณภาพให้ผลการตรวจที่คงที่และถูกต้องตามค่าเป้าหมายทุกตัวอย่าง

การศึกษาผลกระทบของน้ำตาลกลูโคส ฮีโมโกลบินและบิลิรูบินในปัสสาวะต่อชุดตรวจการตั้งครรภ์ในปัสสาวะที่ระดับความเข้มข้นช่วงที่ศึกษา พบว่าฮีโมโกลบิน 0.25-8 mg/dL กลูโคส 100-1000 mg/dL และบิลิรูบิน

0.05-2.67 mg/dL ไม่พบกวนผลการตรวจของชุดทดสอบ การตั้งครกในปัสสาวะที่จะส่งผลให้เกิดผลบวกปลอม และผลลบปลอม

การทดสอบอุณหภูมิกักเก็บรักษาตัวอย่าง ทดสอบมาตรฐานเพื่อการขนส่งพบว่ากล่องโฟมขนาด บรรจุถุงน้ำแข็งจำนวน 8 ชิ้น สามารถรักษาอุณหภูมิภายใน กล่องได้โดยมีอุณหภูมิไม่เกิน 10 องศาเซลเซียสภายใน ระยะเวลา 8 ชั่วโมง

Table 1 Homogeneity testing result of urine hCG in standard sample at the first round.

		Positive (mIU/ml)			Strong Positive (mIU/ml)		
		A	B	Mean	A	B	Mean
Mean		204.70	203.35	204.03	396.70	402.56	399.63
SD		8.16	5.61	4.66	24.09	16.03	16.96
%	CV	3.99	2.76	2.29	6.07	3.98	4.24
Measure - ment between- samples	S _s	6.25			21.30		
	σ [*]	147.94			147.94		
	0.3σ [*]	44.38			44.38		
Interpreted as							
homogeneity		SUFFICIENT			SUFFICIENT		
S _s ≥ 0.3σ [*]							

The hCG samples with strong positive and positive results were quantified in duplicate specimens (A, B) randomly taken from 10 bottles to measure and calculate for the between-samples standard deviation (S_s) and then evaluate homogeneity (S_s ≤ 0.3σ^{*}). The results were adequately homogenous.

Table 2 Homogeneity testing result of urine hCG in standard sample at the second round.

		Weakly Positive (mIU/ml)			Strong Positive (mIU/ml)		
		A	B	Mean	A	B	Mean
Mean		87.65	97.15	92.40	418.96	421.41	420.19
SD		35.38	19.40	23.87	113.33	126.93	93.58
%	CV	40.37	19.97	25.83	27.05	30.12	22.27
Measure - ment between- samples	S _s	18.08			43.02		
	σ [*]	147.94			147.94		
	0.3σ [*]	44.38			44.40		
Interpreted as							
homogeneity		SUFFICIENT			SUFFICIENT		
S _s ≥ 0.3σ [*]							

The hCG samples with strong positive and weakly positive results were quantified in duplicate specimens (A, B) randomly taken from 10 bottles to measure and calculate for the between-samples standard deviation (S_s) and then evaluate for homogeneity (S_s ≤ 0.3σ^{*}). The results were adequately homogenous.

Table 3 Stability testing result of urine hCG in standard sample at the first round and the second round.

	1 st Round		2 nd Round	
	Positive	Strong Positive	Weakly positive	Strong positive
% Change	4.17	22.20	42.40	17.40
Target SDR*(σ [*])	147.94	147.94	147.94	147.94
0.3σ [*]	44.382	44.38	44.38	44.38
Conclusion	SUFFICIENT	NOT SUFFICIENT	SUFFICIENT	NOT SUFFICIENT
IxTk-Ytkl ≤ 0.3σ [*]				

The adequate stability of both rounds indicated by the difference of hCG values in general average of the measurements obtained in day 0 and day 7 checking equal or less than 0.3 of the standard deviation for proficiency assessment ($|X_{tk} - Y_{tk}| \leq 0.3\sigma$).

2. การประเมินความสามารถห้องปฏิบัติการที่เข้าร่วมโครงการ

การประเมินความสามารถของห้องปฏิบัติการในการตรวจหาฮอร์โมนเอชซีจีด้วยชุดตรวจการตั้งครรภ์ด้วยตัวอย่างทดสอบมาตรฐานที่เตรียมเองจำนวน 2 รอบ โดยตัวอย่างทดสอบมาตรฐานแต่ละรอบมี 3 ตัวอย่าง ซึ่งรอบที่ 1 มีค่าเป้าหมาย weakly positive, positive และ negative และรอบที่ 2 มีค่าเป้าหมาย strong

positive, weakly positive และ negative ในการประเมินห้องปฏิบัติการอาสาสมัครจำนวน 20 แห่งและห้องปฏิบัติการอ้างอิง 3 แห่ง พบว่ามีชุดตรวจฮอร์โมนเอชซีจีสำเร็จที่ใช้ในกลุ่มห้องปฏิบัติการทั้งสิ้น 8 ยี่ห้อทั้ง 8 ยี่ห้อ มีหลักการ immunochromatographic assay ซึ่งมีความไวของชุดตรวจต่างกัน โดยยี่ห้อ BOSON มีความไว 10 mIU/L ยี่ห้อ ABON และ Origin pregnancy test มีความไว 20 mIU/L ยี่ห้อ BIO one step HCG, Blue cross, GPO's test kits, I+LAB และ WH Accu test มีความไว 25 mIU/L ผลการตรวจประเมินคุณภาพโดยรวมของห้องปฏิบัติการมีความถูกต้องอยู่ในเกณฑ์ร้อยละ 84.1 และร้อยละ 68.1 เกณฑ์ยอมรับได้ร้อยละ 15.9 และร้อยละ 31.9 ตามลำดับ และไม่พบว่ามีห้องปฏิบัติการใดที่อยู่ในช่วงยอมรับไม่ได้ ดังแสดงในตารางที่ 4

Table 4 Summary of analytical performance which evaluated based on target value. Twenty laboratories of Udon Thani medical laboratory network and three references laboratories in Udon Thani were included in this study. Two rounds of interlaboratory performance testing were performed. None of unacceptable laboratory performance was found in both rounds.

	Results	Sample 1 n (%)	Sample 2 n (%)	Sample 3 n (%)	Total samples / Total participants n (%)
1st Round					
Reference laboratory (n=3)	Good	3 (100)	3 (100)	3 (100)	9/9 (100)
	Acceptable	-	-	-	-
Participants (n=20)	Good	14 (70)	15 (75)	20 (100)	49/60 (81.7)
	Acceptable	6 (30)	5 (25)	-	11/60 (18.3)
2nd Round					
Reference laboratory (n=3)	Good	3 (100)	3 (100)	1 (33.3)	7/9 (77.8)
	Acceptable	-	-	2 (66.7)	2/9 (22.2)
Participants (n=20)	Good	20 (100)	13 (65)	7 (35)	40/60 (66.7)
	Acceptable	-	7 (35)	13 (65)	20/60 (33.3)

วิจารณ์และสรุปผลการศึกษา

การเตรียมตัวอย่างทดสอบมาตรฐานสำหรับกิจกรรมเปรียบเทียบผลการตรวจวิเคราะห์ทางห้องปฏิบัติการ ในการประเมินความสามารถของชุดตรวจหาฮอร์โมนเอชซีจีด้วยชุดตรวจการตั้งครรภ์ในปัสสาวะของการศึกษา นี้ทำการศึกษาทั้งเชิงคุณภาพและเชิงปริมาณตามเกณฑ์ของ ISO 13528:2005 ด้วยทางห้องปฏิบัติการใช้ชุดตรวจการตั้งครรภ์รายงานผลเชิงคุณภาพ แต่ในการเตรียมตัวอย่างทดสอบมาตรฐานต้องเตรียมตามเกณฑ์ ISO 13528:2005 ซึ่งเป็นการเตรียมเชิงปริมาณ ดังนั้นในการทดสอบตัวอย่างทดสอบมาตรฐานที่เตรียมทั้งเชิงปริมาณและเชิงคุณภาพจะทำให้ทราบว่าความสอดคล้องของผลการตรวจทั้ง 2 กรณี การประเมินความเป็นเนื้อเดียวกันของตัวอย่างทดสอบมาตรฐานที่เตรียมผ่านเกณฑ์การยอมรับในเชิงปริมาณคือมีค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานน้อยกว่า 0.3 เท่าของค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานที่ใช้ในการประเมินผลการทดสอบความชำนาญ⁽¹³⁾ แต่ยังพบว่าการเตรียมตัวอย่างทดสอบมาตรฐานในครั้งที่ 2 มีความแปรปรวนที่สูงขึ้นอาจเนื่องมาจากการนำปัสสาวะตั้งต้นที่เก็บไว้นาน อาจมีความแปรปรวนของปริมาณฮอร์โมนแล้วนำมาเตรียม ซึ่งอาจเพิ่มความแปรปรวนรวมไปถึงขั้นตอนการเตรียมในส่วนของการผสมปัสสาวะตั้งต้นกับปัสสาวะที่ใช้เป็นตัวเจือจางปริมาณฮอร์โมนอาจยังทำได้ไม่เพียงพอแต่ความแปรปรวนที่เกิดขึ้นนี้ยังยอมรับได้เนื่องจากการผ่านเกณฑ์การประเมิน ส่วนเชิงคุณภาพประเมินจากการให้ผลตรงกันทุกครั้งที่ทดสอบ ผลดังกล่าวนี้แสดงให้เห็นว่าการเตรียมตัวอย่างทดสอบมาตรฐานมีความเป็นเนื้อเดียวกันที่เพียงพอสำหรับการดำเนินกิจกรรมการประเมินการตรวจเชิงคุณภาพ อย่างไรก็ตาม ในการประเมินความคงตัวพบว่าการเปลี่ยนแปลงของปริมาณฮอร์โมน เอชซีจีในผลิตภัณฑ์ทดสอบในระยะเวลา 7 วัน โดยค่าความแตกต่างของค่าเฉลี่ยชุดข้อมูลความคงตัวในระยะเวลา 7 วันกับค่าเฉลี่ยของชุดข้อมูลที่ทดสอบความเป็นเนื้อเดียวกันมีค่ามากกว่า 0.3 เท่าของค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานที่ใช้ในการประเมินผลการทดสอบความชำนาญ 1 ตัวอย่างทดสอบ และมีค่าน้อยกว่า 0.3 เท่าของค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานที่ใช้ในการประเมินผล ซึ่งผลนี้แสดงให้เห็นว่ามีการเปลี่ยนแปลงของ

ปริมาณฮอร์โมนเอชซีจีในเชิงปริมาณ แต่ไม่ส่งผลต่อการตรวจเชิงคุณภาพ ในตัวอย่างทดสอบมาตรฐานที่เตรียมให้มีปริมาณฮอร์โมนเอชซีจีมากพอทำให้เมื่อตรวจวิเคราะห์ตัวอย่างทดสอบมาตรฐานด้วยชุดทดสอบการตั้งครรภ์เชิงคุณภาพมีผลตรงกับค่าเป้าหมายทั้งผลบวกและผลลบ แต่ทั้ง 2 ชุดทดสอบพบที่มีความแปรปรวนต่างกันมากในการศึกษาความคงตัวนั้น อาจเกิดจากอุณหภูมิซึ่งเป็นปัจจัยหลักที่ส่งผลต่อการสลายของฮอร์โมนดังกล่าวการศึกษาของ Lempiainen A และคณะ⁽¹⁴⁾ ที่พบว่าปริมาณฮอร์โมนเอชซีจีในปัสสาวะที่เก็บรักษาในอุณหภูมิต่างๆ คือ -20, 4 และ 80 องศาเซลเซียส ในระยะเวลา 3-10 เดือน มีปริมาณลดลงจากเวลาเริ่มต้นอย่างมีนัยสำคัญ แม้ว่าตัวอย่างทดสอบมาตรฐานจะมีความแปรปรวนของความคงตัวในเชิงปริมาณแต่ในเชิงคุณภาพผลการตรวจยังมีความคงตัวและมีความถูกต้องตลอดช่วง 7 วันที่ศึกษา ดังนั้นในกระบวนการเปรียบเทียบการประเมินคุณภาพระหว่างห้องปฏิบัติการจึงกำหนดให้มีการทำการทดสอบภายในทันทีหรือไม่เกิน 7 วัน ซึ่งจากผลการประเมินคุณภาพการทดสอบก็ไม่พบโรงพยาบาลใดมีผลการตรวจที่ยอมรับไม่ได้ ผลนี้สะท้อนให้เห็นว่าสามารถใช้การประเมินเชิงคุณภาพในการติดตามความคงตัวของตัวอย่างทดสอบมาตรฐานได้ หากการทดสอบนั้นเป็นการประเมินเชิงคุณภาพ

ผลการเปรียบเทียบการตรวจวิเคราะห์ชุดทดสอบการตั้งครรภ์ของห้องปฏิบัติการทางการแพทย์ในเครือข่ายของจังหวัดอุดรธานีในรอบที่ 1 และรอบที่ 2 พบว่าในภาพรวมอยู่ในเกณฑ์ร้อยละ 84.1 และร้อยละ 68.1 เกณฑ์ยอมรับได้ร้อยละ 15.9 และร้อยละ 31.9 ตามลำดับ และไม่มีห้องปฏิบัติการใดที่อยู่ในช่วงยอมรับไม่ได้ อีกทั้งไม่พบว่าความแตกต่างของยี่ห้อชุดทดสอบและความไวของชุดทดสอบส่งผลต่อการตรวจวิเคราะห์จนทำให้เกิดการคลาดเคลื่อนจนยอมรับไม่ได้ อย่างไรก็ตาม ผู้วิจัยพบว่ามีปัจจัยสำคัญซึ่งส่งผลต่อความคลาดเคลื่อนของการแปลผลการตรวจวิเคราะห์คือความรู้ความชำนาญของผู้ตรวจวิเคราะห์ โดยในชุดตรวจยี่ห้อเดียวกันมีการรายงานผลการตรวจที่ต่างกันในผลิตภัณฑ์ทดสอบที่เตรียมเป็น strong positive และ weakly positive มีห้องปฏิบัติการอาสาสมัครการรายงานเป็น positive ซึ่งผลการตรวจ strong positive

จะมีแถบสีในส่วนของแถบทดสอบมีสีเข้มมากกว่าแถบควบคุมสามารถบ่งชี้ได้ว่าในปัสสาวะมีปริมาณความเข้มข้นของฮอร์โมนสูงมาก ซึ่งพบได้ในหญิงตั้งครรภ์ที่มีช่วงอายุครรภ์ 7-10 สัปดาห์จะมีปริมาณฮอร์โมนเอชซีจีในเลือดสูงได้ถึง 300,000 mIU/MI⁽¹⁵⁾ และในช่วงนี้จะมีการขับฮอร์โมนเอชซีจีออกมาในปัสสาวะสูงมากเช่นกัน ปริมาณฮอร์โมนเอชซีจีที่สูงมากในปัสสาวะนี้อาจทำให้เกิดผลลบลบปลอมได้ซึ่งในการศึกษานี้ไม่พบเหตุการณ์นี้ในผลิตภัณฑ์ทดสอบที่เตรียม จากการศึกษาของ Griffey RT และคณะ ได้แสดงให้เห็นว่าพบผลลบลบปลอมร้อยละ 0.34 (40/11,760 ราย) จากการตรวจการตั้งครรภ์โดยชุดตรวจการตั้งครรภ์ ณ จุดตรวจที่ใช้หลักการ immuno-chromatography มีสาเหตุทั้งจากปริมาณฮอร์โมนที่ต่ำกว่าความไวของชุดตรวจและการมีปริมาณฮอร์โมนที่สูงมาก⁽¹⁶⁾ นอกจากนี้ภาวะที่มีการขับฮอร์โมนเอชซีจีออกมาในปัสสาวะยังพบได้ในโรคอื่นๆ⁽¹⁷⁾ เช่น โรคของเนื้อรก หรือ gestational trophoblastic diseases (GTD) การตั้งครรภ์ไข่ปลาอุก เป็นต้น ด้วยเหตุนี้ ชุดตรวจการตั้งครรภ์จึงมิได้ถูกใช้สำหรับตรวจภาวะการตั้งครรภ์แต่ยังถูกนำไปใช้ในการตรวจหาภาวะผิดปกติที่มีการขับฮอร์โมนเอชซีจีออกมาในปัสสาวะด้วย

ในการเปรียบเทียบผลทดสอบระหว่างห้องปฏิบัติการพบว่าห้องปฏิบัติการแต่ละแห่งยังมีความแปรปรวนของการรายงานผลการทดสอบระหว่าง strong positive กับ positive และ weakly positive กับ positive เกิดขึ้น แม้จะพบว่าไม่มีห้องปฏิบัติการใดที่มีผลการทดสอบอยู่ในเกณฑ์ที่ไม่ยอมรับ แต่เพื่อการพัฒนาการตรวจวิเคราะห์ทางห้องปฏิบัติการซึ่งต้องมีปฏิบัติการแก้ไขข้อบกพร่องที่เกิดขึ้นตามระบบของการรับรองคุณภาพ ISO/IEC 17025: 2005 ในกระบวนการเปรียบเทียบคุณภาพการตรวจระหว่างห้องปฏิบัติการผู้จัดเตรียมผลิตภัณฑ์ทดสอบควรเพิ่มการทบทวนขั้นตอนการตรวจวิเคราะห์เพื่อให้ห้องปฏิบัติการสมาชิกทราบว่า มีขั้นตอนใดที่ผิดพลาดหรือไม่ได้ปฏิบัติตามข้อกำหนด ซึ่งจะส่งผลต่อความถูกต้องของผลการตรวจวิเคราะห์ด้วย ในการศึกษาที่มีการเปรียบเทียบผลตรวจเชิงปริมาณกับผลตรวจเชิงคุณภาพควบคู่กัน ทั้งความเป็นเนื้อเดียวกันและความคงตัว ทำให้ทราบข้อมูล

พื้นฐานสำหรับการเตรียมตัวอย่างทดสอบมาตรฐานที่ใช้ตรวจฮอร์โมนเอชซีจีในปัสสาวะเชิงคุณภาพได้หลายระดับอย่างมีมาตรฐาน การศึกษานี้สรุปได้ว่าตัวอย่างทดสอบมาตรฐานที่เตรียมเองสำหรับการตรวจหาฮอร์โมนเอชซีจีในเชิงคุณภาพด้วยชุดตรวจการตั้งครรภ์มีคุณภาพดีและมีความเหมาะสมสำหรับใช้ในกิจกรรมเปรียบเทียบผลการตรวจวิเคราะห์การตรวจเอชซีจีด้วยแถบตรวจการตั้งครรภ์เชิงคุณภาพในทางห้องปฏิบัติการ โดยตัวอย่างมีความเป็นเนื้อเดียวกันและความคงตัวเพียงพอที่จะไม่ส่งผลกระทบต่อ การดำเนินกิจกรรมและสามารถใช้เป็นต้นแบบการประเมินคุณภาพในเครือข่ายห้องปฏิบัติการทางการแพทย์ในอนาคตได้

กิตติกรรมประกาศ

ขอขอบคุณคณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่นในการสนับสนุนเงินทุนในการวิจัย อาสาสมัครที่ให้ตัวอย่างทดสอบในการเตรียมตัวอย่างและเจ้าหน้าที่ห้องปฏิบัติการโรงพยาบาลเพื่อในการอนุเคราะห์พื้นที่ในการเตรียมตัวอย่างให้สำเร็จลุล่วงไปได้ด้วยดี

เอกสารอ้างอิง

1. Montagnana M, Trenti T, Aloe R, Cervellin G, Lippi G. Human chorionic gonadotropin in pregnancy diagnostics. Clin Chim Acta 2011; 412: 1515-20.
2. Cole LA. Immunoassay of human chorionic gonadotropin, its free subunits, and metabolites. Clin Chem 1997; 43: 2233-43.
3. Cole LA. The hCG assay or pregnancy test. Clin Chem Lab Med 2012; 50: 617-30.
4. Cervinski MA, Lockwood CM, Ferguson AM, Odem RR, Stenman UH, Alfthan H, et al. Qualitative point-of-care and over-the-counter urine hCG devices differentially detect the hCG variants of early pregnancy. Clin Chim Acta 2009; 406: 81-5.

5. International Organization for Standardization (2005) ISO/IEC 17043, Conformity assessment General requirements for proficiency testing. 1st ed. Geneva: ISO; 2010.
6. Sturgeon CM. Chapter 6.2 - Quality Assurance. In: Wild D, editor. The immunoassay handbook. 4th ed. Oxford: Elsevier; 2013. p. 441-54.
7. Miller WG. Specimen materials, target values and commutability for external quality assessment (proficiency testing) schemes. Clin Chim Acta 2003; 327: 25-37.
8. Miller WG, Jones GR, Horowitz GL, Weykamp C. Proficiency testing/external quality assessment: current challenges and future directions. Clin Chem 2011; 57: 1670-80.
9. Miller WG, Myers GL, Rej R. Why commutability matters. Clin Chem 2006; 52: 553-4.
10. St-Louis P. Status of point-of-care testing: promise, realities, and possibilities. Clin Biochem 2000; 33: 427-40.
11. International Organization for Standardization (2005) ISO/IEC Guide 43-1, Proficiency testing by interlaboratory comparisons-Part 1: Development and operation of proficiency testing schemes, 2^{ed} ed. Geneva: ISO; 1997.
12. Mads H. Random.org. [Internet]. Ireland: Random.org; 1998 [2010; cited 2015 Aug 20]. Available from: <https://www.random.org/>
13. International Organization for Standardization (2005) ISO 13528:2015 Statistical methods for use in proficiency testing by interlaboratory comparisons. Geneva: ISO; 2005.
14. Lempiainen A, Hotakainen K, Alfthan H, Stenman UH. Loss of human chorionic gonadotropin in urine during storage at -20 degrees C. Clin Chim Acta 2012; 413: 232-6.
15. Montagnana M, Trenti T, Aloe R, Cervellin G, Lippi G. Human chorionic gonadotropin in pregnancy diagnostics. Clin Chim Acta 2011; 412: 1515-20.
16. Griffey RT, Trent CJ, Bavolek RA, Keeperman JB, Sampson C, Poirier RF. "Hook-like effect" causes false-negative point-of-care urine pregnancy testing in emergency patients. J Emerg Med 2013; 44: 155-60.
17. Cole, Laurence A. et al. Gestational trophoblastic diseases: 4. Presentation with persistent low positive human chorionic gonadotropin test results. Gynecol Oncol 2006; 102: 165-72.

ความสอดคล้องกันในการแบ่งประเภทรูปร่างของเท้าระหว่างการตรวจคัดกรองด้วยการวัดความสูงของอุ้งเท้าและดัชนีภาพพิมพ์เท้า

ทกมล หรรษาวงศ์^{1,2,*}, ภารดี ญาตินิยม¹, จารุกัญญา แสงสุข¹, ณรงค์กรณ์ หล้าดวงดี¹
สุภาภรณ์ ผดุงกิจ¹, ลักขณา มาทอ¹, วนิตา ดรปัญญา¹

Received: April 30, 2018

Revised: August 2, 2018

Accepted: August 18, 2018

บทคัดย่อ

ปัจจุบัน มีการพัฒนาวิธีตรวจคัดกรองเพื่อจำแนกรูปร่างเท้าหลายวิธี วิธีที่นิยมใช้ในการตรวจทางคลินิกได้แก่ ค่าความสูงของอุ้งเท้าและค่าดัชนีภาพพิมพ์เท้า หากพบว่าการตรวจทั้งสองวิธีมีความสอดคล้องกันดี น่าจะใช้ทดแทนกันในการตรวจเพื่อจำแนกรูปร่างเท้าได้ การศึกษาครั้งนี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อประเมินระดับความสอดคล้องในการจำแนกรูปร่างเท้าระหว่างการวัดความสูงของอุ้งเท้าด้วยค่า normalized navicular height truncated (NNHt) และดัชนีภาพพิมพ์เท้าด้วยค่าดัชนี Chippaux-Smirak Index (CS-I) โดยทำการศึกษาในอาสาสมัคร 102 ราย (เพศชาย 37 ราย และเพศหญิง 65 ราย) อายุระหว่าง 18-40 ปี ที่มีดัชนีมวลกายปกติและไม่มีความผิดปกติของระบบกล้ามเนื้อและกระดูกในข้อเท้าและเท้า อาสาสมัครได้รับการตรวจรูปร่างของเท้าข้างขวาด้วยวิธี NNHt และค่าดัชนี CS-I ภายในวันเดียวกัน และมีช่วงพักระหว่างการตรวจ 10 นาที วิเคราะห์ความสอดคล้องระหว่างการตรวจทั้งสองวิธีด้วยสถิติ Weighted Kappa (K_w) เมื่อตรวจด้วยวิธี NNHt พบว่า อาสาสมัครร้อยละ 55.88 มีเท้าปกติ ร้อยละ 40.2 มีเท้าแบน และร้อยละ 3.92 มีเท้าโก่ง เมื่อตรวจด้วยค่าดัชนี CS-I พบว่า อาสาสมัครร้อยละ 79.41 มีเท้าปกติ ร้อยละ 11.77 มีเท้าแบน และร้อยละ 8.82 มีเท้าโก่ง การตรวจทั้งสองวิธีมีความสอดคล้องกันในการจำแนกรูปร่างของเท้าในระดับเล็กน้อย ($K_w = 0.123$) ดังนั้น การตรวจด้วยวิธี NNHt และค่าดัชนี CS-I ไม่น่าจะสามารถนำมาใช้แทนกันได้ในการจำแนกรูปร่างของเท้า

คำสำคัญ: การแบ่งรูปร่างของเท้า, การวิเคราะห์ความสอดคล้อง, รูปร่างเท้าขณะอยู่นิ่ง

¹ สายนวชาภาพบำบัด คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น จังหวัดขอนแก่น 40002

² ศูนย์วิจัยปวดหลัง ปวดคอ ปวดข้ออื่นๆ และสมรรถนะของมนุษย์ (BNOJPH) มหาวิทยาลัยขอนแก่น จังหวัดขอนแก่น 40002

* ผู้รับผิดชอบบทความ



An agreement on foot posture classification between screening tests using arch height measure and footprint index

Torkamol Hunsawong^{1,2,*}, Paradee Yatniyom¹, Jarukan Sangsuk¹, Naronggorn Laduanggorn¹
Supaporn Phadungkit¹, Lugkana Mator¹, Wanida Donpunha¹

Abstract

At present a variety of screening test for categorizing foot posture has been developed. Common clinical tests are arch height measure and footprint index. If the tests demonstrate the good agreement, it could be applied to replace each other for categorizing foot posture. Therefore, the present study aimed to determine the level of agreement between the arch height measure using a normalized navicular height truncated (NNHt) and the footprint index using a Chippaux-Smirak Index (CS-I). The present study was conducted in 102 participants (37 males and 65 females) aged between 18-40 years with normal body mass index and no musculoskeletal disorder in ankle and foot. Right foot of the participants was measured by the NNHt and CS-I on the same day with a 10-min rest between the tests. Agreement analysis between the tests was determined by the Weighted Kappa (K_w). Using the NNHt, 55.88% of participants had a neutral foot, 41% had a pronated foot and 3.92% had a supinated foot. Using the CS-I, 79.41% of participants had a neutral foot, 11.77% had a pronated foot and 8.82% had a supinated foot. The agreement between the tests was slight ($K_w = 0.123$). Therefore, the NNHt and CS-I cannot be substituted for each other in classifying foot posture.

Keywords: Foot posture category, Agreement analysis, Static foot posture

¹School of Physical Therapy, Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University, Khon Kaen, Thailand 40002

²Research Center in Back, Neck, Other Joint Pain and Human Performance (BNOJPH) Khon Kaen University, Khon Kaen, Thailand 40002

*Corresponding author: (e-mail address: torkamolhuns@gmail.com)

บทนำ

รูปร่างของเท้ามนุษย์ (human foot posture) แบ่งตามลักษณะทางกายวิภาคและความสูงของโค้งอุ้งเท้าตามแนวยาวทางด้านในได้ 3 ประเภท^(1,2) ได้แก่ เท้าปกติ (neutral foot) เท้าแบน (low-arched foot หรือ flatfoot หรือ pes planus หรือ pronated foot) และเท้าโก่ง (high-arched foot หรือ pes cavus หรือ supinated foot) ในประชากรอายุตั้งแต่ 18 ปีขึ้นไป พบผู้ที่มีเท้าปกติประมาณร้อยละ 50-60 ผู้ที่มีเท้าแบนประมาณร้อยละ 20-40 และผู้ที่มีเท้าโก่งประมาณร้อยละ 7-20 ตามลำดับ⁽³⁻⁵⁾

รูปร่างของเท้าที่เบี่ยงเบนไปจากปกติ ทั้งเท้าแบนและเท้าโก่ง พบว่ามีความสัมพันธ์และเป็นปัจจัยส่งเสริมให้เกิดการบาดเจ็บต่อระบบโครงร่างและกล้ามเนื้อ โดยเฉพาะในส่วนนัยางค์ล่าง และกระดูกสันหลัง⁽⁶⁾ พบว่าเท้าโก่งเป็นปัจจัยส่งเสริมให้เกิดการบาดเจ็บต่อระบบโครงร่างทางด้านนอกของนัยางค์ล่างและกระดูกสันหลัง เช่น กลุ่มอาการปวดหลังจากข้อต่อฟาสเซีย กลุ่มอาการปวดเข่าทางด้านนอก และเป็นปัจจัยเสี่ยงให้เกิดข้อเท้าแพลงซ้ำได้ เป็นต้น ส่วนเท้าแบนเป็นปัจจัยส่งเสริมให้เกิดการบาดเจ็บต่อโครงสร้างที่อยู่ทางด้านในของเท้าและนัยางค์ขา เช่น ภาวะ Morton's neuroma โรครองซ้ำ (plantar fasciitis) การผิดรูปของนิ้วหัวแม่เท้าและนิ้วเท้า เช่น hallux valgus หรือ claw toes และกลุ่มอาการ anterior knee pain syndrome เป็นต้น⁽⁶⁻¹²⁾

ดังนั้นการตรวจเพื่อวินิจฉัยว่าผู้ป่วยมีรูปร่างเท้าที่ผิดปกติร่วมด้วยหรือไม่จึงมีความสำคัญ เพื่อให้ผู้ป่วยที่มีการบาดเจ็บของระบบโครงร่างและกล้ามเนื้อในนัยางค์ล่างและกระดูกสันหลังได้รับการส่งเสริม ป้องกัน รักษา และฟื้นฟูอย่างมีประสิทธิภาพ ปัจจุบันมีวิธีตรวจมาตรฐานคือการตรวจด้วยภาพถ่ายทางรังสี เนื่องจากมีความแม่นยำตรงต่อลักษณะทางกายวิภาค สอดคล้องกับอาการทางคลินิก และมีความเที่ยงในการตรวจอยู่ในระดับดี^(11, 13-18) แต่มีข้อจำกัดในการนำมาใช้เพื่อตรวจคัดกรอง เนื่องจากต้องอาศัยผู้เชี่ยวชาญและเครื่องฉายรังสีในการตรวจ เป็นวิธีที่ผู้ถูกตรวจต้องสัมผัสกับรังสีเอ็กซเรย์โดยไม่จำเป็น และมีค่าใช้จ่ายค่อนข้างมาก ดังนั้นการตรวจคัดกรองรูปร่างเท้าด้วยวิธีที่ง่าย แม่นยำ ไม่มีการรุกรานต่อร่างกาย

ผู้ถูกตรวจ รวมทั้งสอดคล้องกับผลการตรวจด้วยภาพถ่ายทางรังสีและทางคลินิก น่าจะเป็นวิธีที่เหมาะสมในการนำมาใช้เพื่อตรวจคัดกรองรูปร่างของเท้า

จากรายงานการศึกษาของ Tong และ Kong⁽¹¹⁾ ซึ่งเป็นการทบทวนวรรณกรรมด้วยการวิเคราะห์ห่อภิมาณ (systematic literature review with meta-analysis) พบว่าดัชนี foot posture index และการสังเกตโดยแพทย์หรือผู้เชี่ยวชาญเรื่องเท้าเป็นวิธีที่ดีและมีความสัมพันธ์กับอาการทางคลินิก อย่างไรก็ตามวิธีดังกล่าวต้องอาศัยความเชี่ยวชาญและประสบการณ์ของผู้ตรวจค่อนข้างมาก ทั้งยังเป็นการตรวจประเมินเชิงพรรณนา ทำให้การนำไปใช้เพื่อตรวจวัดเชิงปริมาณในการประเมินความก้าวหน้าของการรักษาหรือใช้ติดตามอาการผู้ป่วยทำได้ค่อนข้างลำบาก ในการศึกษาครั้งนี้พบว่าค่าความสูงของอุ้งเท้าขณะยืนซึ่งประเมินด้วยการวัดความสูงของกระดูกนัยาวิกุลาร์ตั้งฉากกับพื้น (navicular height) มีความสัมพันธ์และมีความตรง (validity) กับการตรวจด้วยภาพถ่ายทางรังสี และมีค่าความเที่ยงในการตรวจอยู่ในระดับดีถึงดีมาก และเมื่อนำค่า navicular height มาปรับค่าด้วยความยาวของเท้า (navicular height/truncated foot length หรือ normalized navicular height truncated; NNHt) พบว่ามีความสัมพันธ์ในระดับดีกับภาพถ่ายทางรังสี^(19,20) และมีความสัมพันธ์กับการตรวจประเมินทางคลินิก ($r = 0.708$) ดังพบจากรายงานการศึกษาของ Chuckpaiwong และคณะ⁽²¹⁾ ดังนั้น NNHt น่าจะเป็นทางเลือกที่เหมาะสมในการนำไปใช้ตรวจคัดกรองรูปร่างเท้าทางคลินิก

อย่างไรก็ตามพบว่าวิธีจำแนกรูปร่างเท้าแบบอื่นที่เป็นที่นิยม และมีการนำมาใช้อย่างแพร่หลายทางคลินิก นั่นคือการวิเคราะห์ค่าดัชนีต่างๆ จากภาพพิมพ์เท้า (footprint) เนื่องจากเป็นวิธีที่ทำได้ง่าย ซึ่งภาพพิมพ์เท้านิยมตรวจด้วยเครื่อง pedobarograph แต่หากไม่มีเครื่องมือ ภาพพิมพ์เท้ายังสามารถทำได้ด้วยการขลิบแผ่นเท้าด้วยน้ำหมึก หรือ baby oil แล้วพิมพ์ลงบนกระดาษ ค่าดัชนีภาพพิมพ์เท้าที่นิยมนำมาใช้มีหลายตัวแปร ได้แก่ ค่า arch index ค่า arch angle ค่าดัชนี the Staheli's index และ ค่าดัชนี Chippaux Smirak index เป็นต้น ทั้งนี้ในการตัดสินใจเลือกเครื่องมือในการตรวจคัดกรอง

หรือวินิจัย ควรคำนึงถึงความเที่ยงภายในตัวผู้ตรวจ ความเที่ยงระหว่างผู้ตรวจ และความสัมพันธ์ระหว่างค่าดัชนีภาพพิมพ์เท่ากับการตรวจคัดกรองรูปร่างเท้าด้วยวิธีอื่นๆ ร่วมด้วย พบว่าค่าดัชนี Chippaux Smirak index (CS-I) มีความเที่ยงภายในตัวผู้ตรวจ (ICC = 0.91) และความเที่ยงระหว่างผู้ตรวจ (ICC = 0.96) อยู่ในระดับดีมาก⁽²²⁾ และจากรายงานการศึกษาของ Pita-Fernades และคณะ⁽²³⁾ พบว่าค่าดัชนี CS-I มีความสามารถในการจำแนกและทำนายภาวะเท้าแบนในประชากรวัยผู้ใหญ่อยู่ในระดับดีมาก (AUC = 0.83) และยังพบว่ามีความสัมพันธ์กับผลการตรวจประเมินทางคลินิก⁽²¹⁾ และวิธี NNHT อย่างมีนัยสำคัญ⁽²²⁾ อย่างไรก็ตามมีข้อควรคำนึงที่สำคัญคือ แม้พบว่าการตรวจคัดกรองรูปร่างเท้าหลายวิธีมีความสัมพันธ์กัน⁽²²⁾ แต่การตรวจด้วยวิธีที่แตกต่างกันอาจให้ผลในการจำแนกรูปร่างเท้าได้ไม่สอดคล้องกัน⁽⁵⁾

จากการทบทวนวรรณกรรมของคณะผู้วิจัยถึง ณ ปัจจุบัน ยังไม่พบรายงานการศึกษาถึงความสอดคล้องกัน (agreement analysis) ในการจำแนกรูปร่างเท้าระหว่างวิธี NNHT และค่าดัชนี CS-I ทั้งนี้การศึกษาความสอดคล้องกันในการจำแนกรูปร่างเท้าระหว่างการตรวจด้วยวิธีที่แตกต่างกัน จะทำให้ได้ข้อมูลประกอบการตัดสินใจในการเลือกวิธีการตรวจได้อย่างมั่นใจยิ่งขึ้น โดยหากพบว่าทั้ง 2 วิธีมีความสอดคล้องกันดี น่าจะเป็นข้อมูลที่จะช่วยบ่งชี้ได้ว่าผู้ตรวจสามารถเลือกใช้วิธีใดวิธีหนึ่งทดแทนกันได้ในการตรวจคัดกรองรูปร่างเท้า

ดังนั้นการศึกษานี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาระดับความสอดคล้องกันในการจำแนกรูปร่างเท้าระหว่างการวัดค่าความสูงของอุ้งเท้าด้วยวิธี NNHT และการวัดดัชนีภาพพิมพ์เท้าด้วยค่าดัชนี CS-I โดยมีสมมติฐานว่าหากทั้ง 2 วิธีมีความสอดคล้องกันดี แสดงให้เห็นว่าวิธี NNHT และค่าดัชนี CS-I น่าจะใช้แทนกันได้ในการตรวจคัดกรองเพื่อจำแนกรูปร่างเท้า

วัสดุและวิธีการ

อาสาสมัคร

อาสาสมัครเพศชายและเพศหญิง อายุระหว่าง 18-40 ปี มีดัชนีมวลกายระหว่าง 18.5-29.5 กิโลกรัม/ตารางเมตร ไม่มีอาการปวดเท้าและข้อเท้า และมีความ

ยินยอมเข้าร่วมงานวิจัยด้วยความสมัครใจ ทั้งนี้จำนวนอาสาสมัครได้จากการคำนวณขนาดตัวอย่างสำหรับการวิเคราะห์ความสอดคล้องของเครื่องมือ 2 ชนิด ด้วยสถิติ Cohen's Kappa หากใช้วิธีการประเมินซึ่งครอบคลุมรูปร่างเท้าครบทั้ง 3 ประเภท และคาดว่าจะให้ค่า Kappa detect ที่ประมาณร้อยละ 80 จากตารางการประมาณขนาดตัวอย่างจากการศึกษาของ Donner และคณะ ที่อ้างอิงใน Sim และ Wright ในปี ค.ศ. 2005⁽²⁴⁾ และใช้ Null hypothesis value of Kappa เท่ากับ 0.4 (2-tail test) พบว่าได้อาสาสมัครจำนวน 102 ราย

ภายหลังจากอาสาสมัครลงนามในใบยินยอม เข้าร่วมการศึกษาแล้ว อาสาสมัครทำแบบคัดกรองและกรอกข้อมูลส่วนตัวอื่นๆ หากอาสาสมัครรายงานว่า มีประวัติการบาดเจ็บในรยางค์ส่วนขาในช่วง 6 เดือนก่อน เข้าร่วมการวิจัย มีประวัติเคยได้รับการผ่าตัดที่บริเวณข้อเท้าและ/หรือเท้า และ/หรือรยางค์ส่วนขา และ/หรือกระดูกสันหลัง มีผิวหนังถลอกหรือมีแผลเปิดบริเวณเท้า มีภาวะเท้าปุกตั้งแต่กำเนิด มีภาวะกระดูกสันหลังคด เคยมีอาการระคายเคืองต่อ baby oil มาก่อน อาสาสมัครจะถูกคัดกรองออกจากการศึกษาทันที^(5,22) โดยก่อนเริ่มดำเนินการเก็บข้อมูล การศึกษานี้ได้รับการรับรองจากคณะกรรมการจริยธรรมวิจัยในมนุษย์มหาวิทยาลัยขอนแก่น เป็นที่เรียบร้อยแล้ว (HE 602138)

กระบวนการเก็บข้อมูล

ก่อนเก็บข้อมูล ผู้ตรวจ 3 คน ซึ่งเป็นนักศึกษา ภายภาพบำบัดชั้นปีที่ 4 ได้รับคำแนะนำและฝึกการตรวจเพื่อจำแนกรูปร่างเท้าด้วยวิธี NNHT และค่าดัชนี CS-I จากผู้เชี่ยวชาญ (นักกายภาพบำบัดซึ่งมีประสบการณ์ 10 ปีในการตรวจประเมินเท้าและข้อเท้า) เป็นเวลา 15 ชั่วโมง และทำการฝึกซ้อมการตรวจในอาสาสมัคร 5 ราย ประกอบด้วยผู้ที่มีเท้าปกติ 2 ราย เท้าแบน 2 ราย และเท้าโก่ง 1 ราย

ก่อนเริ่มเก็บข้อมูล ได้ทำการทดสอบความเที่ยงภายในตัวผู้ตรวจ ความเที่ยงระหว่างผู้ตรวจและผู้เชี่ยวชาญ (นักกายภาพบำบัด ซึ่งมีประสบการณ์ 10 ปี ในการตรวจประเมินและให้การรักษผู้ป่วยที่มีความผิดปกติของเท้าและข้อเท้า) และความเที่ยงระหว่างผู้ตรวจทั้ง 3 คน ในการ

ตรวจรูปร่างเท้าด้วยวิธี NNHt และค่าดัชนี CS-I ในอาสาสมัครจำนวน 14 ราย โดยจำนวนอาสาสมัครได้จากการคำนวณขนาดตัวอย่างสำหรับการทดสอบความเที่ยง⁽²⁵⁾ กำหนดให้ระดับความเที่ยงที่น้อยที่สุดที่ยอมรับได้ (p_0) เท่ากับ 0.40 และระดับความเที่ยงที่คาดหวัง (p_1) เท่ากับ 0.75 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และ Power เท่ากับร้อยละ 80 (β เท่ากับ 0.2)

สำหรับการทดสอบความเที่ยงภายในตัวผู้ตรวจ มีช่วงพักสำหรับการวัดซ้ำห่างกัน 3 วัน ในการทดสอบความเที่ยงระหว่างผู้ตรวจ และระหว่างผู้ตรวจเปรียบเทียบกับผู้เชี่ยวชาญ ทำการศึกษาโดยมีการสุ่มลำดับผู้ตรวจทุกครั้ง และมีช่วงพักระหว่างผู้ตรวจนาน 10 นาที ทั้งนี้ค่าความเที่ยงวิเคราะห์โดยใช้สถิติ Intraclass Correlation Coefficient โมเดล ICC_(3,3) จากการทดสอบค่าความเที่ยงภายในผู้ตรวจ (Intra-rater reliability) เพื่อคัดกรองรูปร่างของเท้าด้วยวิธี NNHt และ CS-I พบว่ามีค่า ICC อยู่ในช่วง 0.94-0.96 และ 0.96-0.99 ตามลำดับ และจากการทดสอบค่าความเที่ยงระหว่างผู้ตรวจ (Inter-rater reliability) พบว่าค่าความเที่ยงระหว่างผู้ตรวจเปรียบเทียบกับผู้เชี่ยวชาญ และระหว่างผู้ตรวจทั้ง 3 คน เพื่อคัดกรองรูปร่างของเท้าด้วยวิธี NNHt และ CS-I มีค่า ICC อยู่ในช่วง 0.96-0.97 และ 0.97-0.98 ตามลำดับ แสดงให้เห็นว่าผู้ตรวจทั้ง 3 คนมีความเที่ยงทั้งภายในตัวผู้ตรวจเอง ความเที่ยงเมื่อเปรียบเทียบกับผู้เชี่ยวชาญ และความเที่ยงระหว่างผู้ตรวจอยู่ในเกณฑ์ดีมาก

การเก็บข้อมูล

การศึกษานี้ดำเนินการตรวจคัดกรองรูปร่างเท้าในเท้าข้างขวาของอาสาสมัครทุกราย และมีขั้นตอนในการเก็บข้อมูลดังต่อไปนี้

ร่างแบบเท้าของอาสาสมัคร

ผู้ตรวจสร้างร่างแบบเท้าของอาสาสมัครแต่ละรายบนกระดาษขนาด 45 x 60 เซนติเมตร (ซม.) เพื่อเป็นแบบร่างให้อาสาสมัครวางเท้าอยู่ในแนวเดียวกันทั้ง 2 การทดสอบ ทำโดยให้อาสาสมัครเดินเท้าเปล่าด้วยความเร็วและช่วงก้าวปกติของอาสาสมัครเป็นระยะทาง 4 เมตร ทั้งหมด 5 รอบ เมื่อสิ้นสุดการเดินให้อาสาสมัครยืนบนกระดาษที่จัดวางไว้ให้ โดยให้เท้าทั้ง 2 ข้างขนานและห่างกันเท่ากับความกว้างของไหล่ ผู้ตรวจใช้ปากกาถูกลื่น

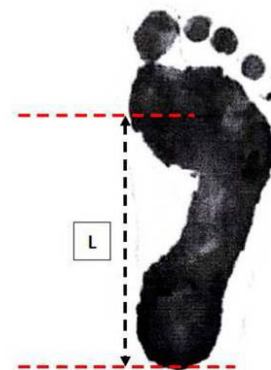
ทำร่างแบบเท้าของอาสาสมัครเพื่อใช้ในการเก็บข้อมูลต่อไป⁽²⁶⁾

การวัดความสูงของกระดูกนาวิคิวลาร์ขณะยืน

ให้อาสาสมัครขึ้นไปยังบันไดที่มีความสูงจากพื้น 25 ซม. และวางเท้าทั้ง 2 ข้างบนแบบร่างเท้าของอาสาสมัคร ผู้ตรวจคลำหาส่วนที่นูนชัดเจนที่สุดของปุ่มกระดูกนาวิคิวลาร์ (navicular tuberosity) และทำเครื่องหมายบนปุ่มกระดูกด้วยปากกาทำเครื่องหมาย⁽²⁰⁾ วัดความสูงของกระดูกนาวิคิวลาร์ด้วยกระดาษแข็งขนาด 8 x 15 ซม. โดยจัดแผ่นกระดาษให้ตั้งฉากกับพื้นและชิดกับบริเวณที่ทำเครื่องหมายไว้ จากนั้นทำเครื่องหมายลงบนแผ่นกระดาษโดยวัดซ้ำ 3 ครั้ง และวัดระยะในหน่วยเป็นมิลลิเมตร (มม.) ด้วย Oxford precision dial caliper (ที่ความละเอียด 0.05 มม.) แล้วใช้ค่าเฉลี่ยของการวัดซ้ำเป็นค่าความสูงของกระดูกนาวิคิวลาร์ ดังแสดงในรูปที่ 1a (ค่า H)



a)



b)

รูปที่ 1 วิธีตรวจ normalized navicular height truncated (NNHt) a) ค่า navicular height ขณะยืน (H) คือระยะทางตั้งฉากจากพื้นถึงปุ่มกระดูก navicular b) แสดงค่าความยาวของเท้า (foot length; L) โดยมีจุดอ้างอิงจากขอบหลังสุดของกระดูกสันเท้า (calcaneus) ถึงขอบในของข้อต่อระหว่างกระดูกฝ่าเท้าและนิ้วหัวแม่เท้า (1st metatarsophalangeal joint) ค่า NNHt = H/L (ดัดแปลงจากการศึกษาของ Murley และคณะ ในปี ค.ศ. 2009⁽²⁰⁾)

การทำภาพพิมพ์เท้า

ผู้ตรวจจลอม baby oil ให้ทั่วผิวหนังบริเวณฝ่าเท้า และนิ้วเท้าให้แก่อาสาสมัคร แล้วให้อาสาสมัครลุกขึ้นยืน โดยวางเท้าทั้ง 2 ข้างบนแบบร่างเท้าของอาสาสมัคร ค้างไว้นาน 10 วินาที จึงให้อาสาสมัครยกเท้าออกจะได้ภาพพิมพ์เท้า

การวัดความยาวเท้าและการคำนวณค่า NNHt

ทำการวัดความยาวเท้าหรือค่า truncated foot length จากภาพพิมพ์เท้าที่ได้ ดังแสดงในรูปที่ 1b โดยวัดซ้ำ 3 ครั้ง ด้วย Oxford precision dial caliper (มม.) แล้วใช้ค่าเฉลี่ยของการวัดซ้ำเป็นค่า truncated foot length (ค่า L) หลังจากนั้นคำนวณค่า NNHt = H/L การแปลผล หากพบว่าค่า NNHt < 0.22 แปลผลว่าเท้าแบน; 0.22 – 0.31 แปลผลว่าเท้าปกติ และ > 0.31 แปลผลว่าเท้าโก่ง^(11, 20)

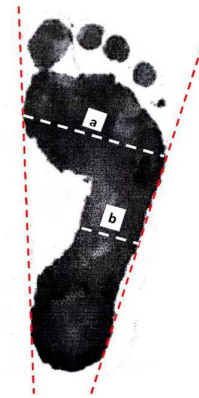
การคำนวณค่าดัชนี CS-I จากภาพพิมพ์เท้า

ผู้วิจัยวัดระยะในแนวขวางที่กว้างที่สุดของเท้า ซึ่งตรงกับบริเวณหัวของกระดูกฝ่าเท้า (ระยะ a ในรูปที่ 2) และวัดระยะในแนวขวางที่แคบที่สุดของเท้า ซึ่งอยู่บริเวณกึ่งกลางอุ้งเท้า (ระยะ b ในรูปที่ 2) โดยวัดซ้ำ 3 ครั้ง ด้วย Oxford precision dial caliper (มม.) แล้วใช้ค่าเฉลี่ยจากการวัดซ้ำมาคำนวณค่าดัชนี CS-I = b/a ⁽²⁷⁾

การแปลผล หากพบว่าค่าดัชนี CS-I < 0.25 แปลผลว่าเท้าโก่ง; 0.25 – 0.44 แปลผลว่าเท้าปกติ และ ≥ 0.45 แปลผลว่าเท้าแบน^(23,27,28)

การวิเคราะห์ข้อมูลทางสถิติ

การศึกษานี้เป็นการวิจัยเชิงพรรณนา แบบภาคตัดขวาง การวิเคราะห์ข้อมูลต่างๆ ได้แก่ ข้อมูลพื้นฐานทั่วไปของอาสาสมัคร ค่า NNHt และค่าดัชนี CS-I เป็นต้น ทำการวิเคราะห์ข้อมูลโดยใช้โปรแกรม Microsoft Excel 2010 และ SPSS version 19 (IBM, Armonk, NY, USA) และแจกแจงข้อมูลโดยใช้ความถี่ ร้อยละ ค่าเฉลี่ยและส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน



รูปที่ 2 แนวเส้นที่ใช้ในการวัดค่าดัชนี Chippaux-Smirak index (CS-I) โดย a คือ ระยะของเท้าในแนวขวางที่กว้างที่สุดซึ่งตรงกับบริเวณหัวของกระดูกฝ่าเท้า (metatarsal bone) และ b คือ ระยะของเท้าในแนวขวางที่แคบที่สุดซึ่งอยู่บริเวณกึ่งกลางอุ้งเท้า ค่าดัชนี CS-I = b/a (ดัดแปลงจากการศึกษาของ Forriol and Pascual ในปี ค.ศ. 1990⁽²⁷⁾)

สำหรับค่าความสอดคล้องในการตรวจคัดกรองรูปร่างเท้าระหว่างวิธี NNHt และค่าดัชนี CS-I วิเคราะห์โดยใช้สถิติแคปป่าถ่วงน้ำหนัก (Weighted Kappa; K_w) ทั้งนี้ได้กำหนดน้ำหนักให้เท้าแบน เท้าปกติ และเท้าโก่งมีค่าเท่ากับ 1, 2 และ 3 ตามลำดับ⁽⁵⁾ การแปลผลค่า Kappa อยู่ระหว่าง 0.00-0.20 แปลผลว่ามีความสอดคล้องเล็กน้อย; 0.21-0.40 แปลผลว่ามีความสอดคล้องบ้าง; 0.41-0.60 แปลผลว่ามีความสอดคล้องปานกลาง; 0.61-0.80 แปลผลว่ามีความสอดคล้องดี และ > 0.80 แปลผลว่ามีความสอดคล้องดีมาก⁽²⁹⁾

ผลการศึกษา

การศึกษานี้ดำเนินการศึกษาในอาสาสมัคร 102 ราย (เพศชาย 37 ราย และเพศหญิง 65 ราย) ที่ไม่มีอาการปวดเท้าและข้อเท้าทั้งในขณะพักและขณะทำกิจกรรมในช่วงที่ดำเนินการศึกษา ค่าเฉลี่ยและส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของข้อมูลทั่วไปของอาสาสมัครได้แก่ อายุ น้ำหนัก ส่วนสูง ดัชนีมวลกาย และขนาดรองเท้า (UK size) แสดงในตารางที่ 1

ในอาสาสมัครจำนวน 102 ราย เมื่อตรวจคัดกรองรูปร่างเท้าด้วยวิธี NNHt พบว่าอาสาสมัครร้อยละ 55.88 มีรูปร่างเท้าปกติ ร้อยละ 40.20 มีรูปร่างเท้าแบน และร้อยละ 3.92 มีรูปร่างเท้าโก่ง เมื่อตรวจคัดกรองรูปร่างเท้าด้วยค่าดัชนี CS-I พบว่าอาสาสมัครร้อยละ 79.41 มีรูปร่างเท้าปกติ ร้อยละ 11.77 มีรูปร่างเท้าแบน และร้อยละ 8.82

มีรูปร่างเท้าโก่ง เมื่อนำผลการตรวจคัดกรองด้วยวิธี NNHt และค่าดัชนี CS-I มาวิเคราะห์ค่าความสอดคล้องในการจำแนกรูปร่างเท้าโดยใช้สถิติแคปป่าถ่วงน้ำหนัก (Weighted Kappa; K_w) พบว่า มีค่า K_w เท่ากับ 0.123 แสดงให้เห็นว่าการตรวจคัดกรองรูปร่างเท้าด้วยวิธี NNHt และค่าดัชนี CS-I มีความสอดคล้องกันในระดับเล็กน้อย (ตารางที่ 2)

ตารางที่ 1 ค่าเฉลี่ยและส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของข้อมูลทั่วไปของอาสาสมัคร (n = 102)

	เพศชาย (37 ราย)	เพศหญิง (65 ราย)
อายุ (ปี)	25.48 ± 5.71	21.92 ± 2.56
น้ำหนัก (กิโลกรัม)	67 ± 8.19	53.86 ± 6.73
ส่วนสูง (เซนติเมตร)	170.59 ± 5.65	159.81 ± 5.04
ดัชนีมวลกาย (กิโลกรัม/ตารางเมตร)	23.00 ± 2.52	21.10 ± 2.43
ขนาดรองเท้า (UK size)	8.1 ± 1.03	5.46 ± 1.25

ตารางที่ 2 ผลการตรวจคัดกรองเพื่อจำแนกรูปร่างเท้าด้วยวิธี normalized navicular height truncated (NNHt) และค่าดัชนี Chippaux-Smirak index (CS-I) และการวิเคราะห์ความสอดคล้องโดยใช้สถิติแคปป่าถ่วงน้ำหนัก (Weighted Kappa; K_w) ในอาสาสมัครจำนวน 102 ราย

	จำนวนอาสาสมัครที่มีรูปร่างเท้าแต่ละประเภท (ราย)		
	เท้าแบน	เท้าปกติ	เท้าโก่ง
วิธี NNHt	41	57	4
ค่าดัชนี CS-I	12	81	9
Weighted Kappa (K_w)	0.123		

สรุปและวิจารณ์ผลการศึกษา

การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อประเมินระดับความสอดคล้องในการตรวจคัดกรองเพื่อจำแนกรูปร่างเท้าระหว่างการวัดความสูงของอุ้งเท้าด้วยวิธี NNHt และดัชนีภาพพิมพ์เท้าด้วยค่าดัชนี CS-I ก่อนเริ่มเก็บข้อมูล ผู้ตรวจได้ผ่านการฝึกฝนและฝึกซ้อมการตรวจรูปร่างเท้าจากผู้เชี่ยวชาญ และได้ทำการทดสอบความเที่ยงภายในตัวผู้ตรวจ ความเที่ยงระหว่างผู้ตรวจเปรียบเทียบกับผู้เชี่ยวชาญ และความเที่ยงระหว่างผู้ตรวจทั้ง 3 คน โดยมีการสุ่มลำดับของผู้ตรวจทุกครั้งในการตรวจอาสาสมัคร

แต่ละราย ผลพบว่าความเที่ยงภายในผู้ตรวจแต่ละคน ความเที่ยงระหว่างผู้ตรวจเปรียบเทียบกับผู้เชี่ยวชาญและระหว่างผู้ตรวจทั้ง 3 คน ในการตรวจรูปร่างเท้าด้วยวิธี NNHt และค่าดัชนี CS-I มีค่า ICC_(3,3) > 0.9 แสดงให้เห็นว่าผลการตรวจที่ได้ในการศึกษานี้ ดำเนินการเก็บข้อมูลโดยผู้ตรวจที่มีความเที่ยงในการตรวจประเมินอยู่ในเกณฑ์ดีมาก นอกจากนี้เมื่อพิจารณาผลการตรวจซ้ำเพื่อจำแนกรูปร่างเท้าในแต่ละวิธี ซึ่งมีช่วงพักระหว่างการตรวจห่างกัน 3 วัน ได้ผลการตรวจรูปร่างเท้าเช่นเดิมในอาสาสมัครแต่ละราย

ผลการศึกษาในอาสาสมัครเพศชายและหญิง อายุระหว่าง 18-40 ปี จำนวน 102 ราย มีดัชนีมวลกายอยู่ในเกณฑ์ปกติ และไม่มีอาการปวดเท้าและข้อเท้า พบว่าอาสาสมัครส่วนใหญ่มีรูปร่างเท้าปกติ (คิดเป็นร้อยละ 55.88 และ ร้อยละ 79.41 เมื่อตรวจด้วยวิธี NNHT และ CS-I ตามลำดับ) รองลงมา มีรูปร่างเท้าแบน (คิดเป็นร้อยละ 40.2 และ ร้อยละ 11.77 เมื่อตรวจด้วยวิธี NNHT และ CS-I ตามลำดับ) และส่วนน้อยมีรูปร่างเท้าโก่ง (คิดเป็นร้อยละ 3.92 และ ร้อยละ 8.82 เมื่อตรวจด้วยวิธี NNHT และ CS-I ตามลำดับ) เมื่อเปรียบเทียบผลการจำแนกรูปร่างเท้าจากการตรวจทั้ง 2 วิธี พบว่าให้ผลการตรวจจำแนกรูปร่างเท้าได้ไม่ตรงกัน ในอาสาสมัครจำนวน 51 ราย (คิดเป็นร้อยละ 50 ของจำนวนอาสาสมัครทั้งหมด) และเมื่อประเมินระดับความสอดคล้องในการจำแนกรูปร่างเท้าระหว่างการตรวจด้วยวิธี NNHT และค่าดัชนี CS-I โดยใช้สถิติแคปป่าถ่วงน้ำหนัก พบว่ามีความสอดคล้องกันในระดับเล็กน้อย ($K_w = 0.123$) แสดงให้เห็นว่าการตรวจรูปร่างเท้าด้วยวิธี NNHT และค่าดัชนี CS-I ให้ผลในการจำแนกรูปร่างเท้าได้ไม่ตรงกัน

จากการทบทวนวรรณกรรมของคณะผู้วิจัยถึง ณ ปัจจุบัน ยังไม่พบรายงานการศึกษาเพื่อประเมินความสอดคล้องกันในการแบ่งประเภทรูปร่างเท้าระหว่างการตรวจด้วยวิธี NNHT และค่าดัชนี CS-I อย่างไรก็ตามพบรายงานการศึกษาที่ผ่านมาของ Langley และคณะ⁽⁵⁾ ซึ่งศึกษาความสอดคล้องในการจำแนกรูปร่างเท้าในอาสาสมัคร 30 ราย ด้วยการใช้ค่าดัชนี foot posture index (FPI-6) ค่า rearfoot angle (RFA) ค่า medial longitudinal arch angle (MLAA) และ ค่า navicular drop (ND) ผลพบว่าความสอดคล้องในการจำแนกรูปร่างเท้าอยู่ในระดับปานกลาง ($K_f = 0.58$) และพบว่าการตรวจรูปร่างเท้าด้วยค่า rearfoot angle และค่า navicular drop มีความเที่ยงในการตรวจซ้ำอยู่ในระดับต่ำ ทั้งนี้แม้ว่าจะไม่สามารถนำผลการศึกษาดังกล่าวเบื้องต้นมาเปรียบเทียบกับผลการศึกษาในครั้งนี้ได้โดยตรง เนื่องจากในการตรวจคัดกรองรูปร่างเท้าใช้วิธีที่แตกต่างกัน แต่ผลการศึกษาที่พบเป็นไปในทิศทางเดียวกัน และสนับสนุนว่าการใช้วิธีตรวจที่แตกต่างกัน ให้ผลในการจำแนกรูปร่างเท้าได้ไม่สอดคล้อง

กัน และไม่น่าจะสามารถนำมาใช้ตรวจคัดกรองเพื่อจำแนกรูปร่างเท้าแทนกันได้ โดยผลการศึกษาที่พบสะท้อนให้เห็นว่าการรวมข้อมูลจากรายงานการศึกษาต่างๆ ซึ่งใช้การตรวจคัดกรองรูปร่างเท้าด้วยวิธีที่แตกต่างกัน อาจไม่สามารถนำผลการศึกษามารวมกันได้ ทั้งนี้ควรพิจารณาอย่างถี่ถ้วนและระมัดระวังในการแปลผลการศึกษา

ผลการศึกษาครั้งนี้ยังสะท้อนให้เห็นว่า แม้จากรายงานการศึกษาของ Queen และคณะ⁽²²⁾ พบว่าการประเมินรูปร่างเท้าทางคลินิกด้วยวิธี NNHT และค่าดัชนี CS-I มีความสัมพันธ์กัน ($r = -0.645$) แต่เมื่อนำค่าคะแนนจุดตัดหรือ cutoff score^(11,20,23,27,28) มาคัดกรองเพื่อจำแนกรูปร่างเท้ากลับให้ผลการตรวจไม่สอดคล้องกัน ทั้งนี้มีปัจจัยที่ควรนำมาพิจารณาร่วมด้วยคือ ค่าคะแนนจุดตัดที่ใช้เพื่อจำแนกรูปร่างเท้าซึ่งใช้กันอย่างแพร่หลาย ณ ปัจจุบันเป็นข้อมูลจากการศึกษาในกลุ่มตัวอย่าง ไม่ใช่ค่าคะแนนจุดตัดที่ได้มาจากค่าปกติ (normative data) จากการวิจัยเชิงบรรทัดฐาน (normative research) ซึ่งยังต้องการการศึกษาเพิ่มเติมต่อไปในกลุ่มประชากรทุกช่วงวัย

จากรายงานการศึกษาของ Tong และ Kong⁽¹¹⁾ ซึ่งได้ให้ข้อเสนอแนะว่าวิธีที่เหมาะสมที่สุดในการตรวจคัดกรองรูปร่างเท้า ควรเป็นวิธีที่ทำได้ง่าย มีความแม่นยำ มีความเที่ยงที่ดี มีความสัมพันธ์กับการตรวจประเมินด้วยภาพถ่ายทางรังสีซึ่งเป็นวิธีมาตรฐาน และสัมพันธ์กับการตรวจโดยแพทย์ผู้เชี่ยวชาญ จากผลการศึกษาในครั้งนี้ที่แสดงให้เห็นว่าการตรวจด้วยวิธี NNHT และค่าดัชนี CS-I ไม่น่าจะสามารถใช้ทดแทนกันได้ในการนำมาตรวจคัดกรองรูปร่างเท้าในอาสาสมัครที่มีอายุระหว่าง 18-40 ปี หากต้องตัดสินใจเลือกวิธีการตรวจระหว่างวิธี NNHT และค่าดัชนี CS-I คณะผู้วิจัยพบว่าทั้ง 2 วิธีเป็นวิธีที่ทำได้ง่าย มีความเที่ยงภายในตัวผู้ตรวจและระหว่างผู้ตรวจอยู่ในเกณฑ์ดีมาก แต่จากการทบทวนวรรณกรรมพบว่า วิธี NNHT มีความสัมพันธ์กับการตรวจประเมินด้วยภาพถ่ายทางรังสีสูงกว่าการตรวจด้วยค่าดัชนีภาพพิมพ์เท้า⁽¹⁷⁾ ร่วมกับพบว่าวิธี NNHT มีความสัมพันธ์ระดับสูงกับผลการตรวจประเมินโดยแพทย์ผู้เชี่ยวชาญโดยมีค่า $r = 0.70$ ⁽²¹⁾ นอกจากนี้มีข้อควรนำมาพิจารณาร่วมด้วยคือ ในการตรวจด้วยค่าดัชนีภาพพิมพ์เท้า เช่น CS-I อาจได้รับอิทธิพลจากไขมัน

สะสมได้ผิวหนังในฝ่าเท้าซึ่งคาดว่าจะส่งผลต่อการตรวจประเมินร่วมด้วย⁽¹⁷⁾ ดังนั้นเมื่อนำผลการศึกษาที่พบในครั้งนี้นำมาพิจารณาผลจากการทบทวนวรรณกรรมที่ผ่านมาจนถึงปัจจุบัน คณะผู้วิจัยเห็นว่าควรเลือกวิธี NNHt เพื่อนำมาใช้ในการตรวจคัดกรองรูปร่างเท้าในกลุ่มประชากรที่มีอายุระหว่าง 18-40 ปี ทั้งนี้ก่อนนำวิธี NNHt ไปใช้ ผู้ตรวจควรผ่านการฝึกฝนภายใต้คำแนะนำของผู้เชี่ยวชาญ มีการทดสอบความเที่ยงทั้งภายในตัวผู้ตรวจ และระหว่างผู้ตรวจเปรียบเทียบกับผู้เชี่ยวชาญให้ได้ความเที่ยงในการตรวจอยู่ในระดับดี อีกทั้งยังต้องการการศึกษาเพิ่มเติมเพื่อหาค่าปกติ (normative data) ของการตรวจรูปร่างเท้าด้วยวิธี NNHt ในประชากรทุกช่วงวัย เพื่อประโยชน์ในการนำไปตรวจคัดกรองรูปร่างเท้าได้อย่างแม่นยำยิ่งขึ้นต่อไป อย่างไรก็ตามในทางคลินิกพบว่า นอกเหนือจากการใช้ตรวจรูปร่างเท้า ภาพพิมพ์เท้า (footprint) ยังนิยมนำไปใช้เพื่อการวินิจฉัยเบื้องต้นในการหาตำแหน่งที่มีแรงกดในฝ่าเท้าที่ผิดไปจากปกติในการตรวจเท้าผู้ป่วยหวนร่วมด้วย

การศึกษาในครั้งนี้มีข้อจำกัดบางประการ ได้แก่ เป็นการศึกษาความสอดคล้องในการตรวจคัดกรองเพื่อจำแนกรูปร่างเท้าด้วยวิธีการตรวจรูปร่างเท้าขณะที่ไม่มีการเคลื่อนไหว (static measure) ซึ่งแม้ว่าจะเป็นวิธีที่นิยมใช้กันอย่างแพร่หลายทางคลินิก เนื่องจากทำได้ง่าย ไม่มีการใช้เครื่องมือที่ซับซ้อน และมีค่าใช้จ่ายน้อย อย่างไรก็ตามอาจไม่สามารถครอบคลุมรูปร่างเท้าซึ่งมีโครงสร้างและการทำงานที่ซับซ้อนโดยเฉพาะอย่างยิ่งในขณะที่ยังมีการเคลื่อนไหว เช่น ขณะเดิน หรือวิ่งได้ และการศึกษาครั้งนี้ดำเนินการศึกษาในอาสาสมัครที่มีช่วงอายุระหว่าง 18-40 ปี จึงทำให้ยังไม่สามารถนำผลการศึกษาไปใช้ในอาสาสมัครช่วงอายุอื่นๆ ได้

ผลการศึกษาในครั้งนี้พบว่า การตรวจคัดกรองเพื่อจำแนกรูปร่างเท้าระหว่างการวัดความสูงของอุ้งเท้าด้วยวิธี normalized navicular height truncated (NNHt) และการวัดค่าดัชนีภาพพิมพ์เท้าด้วยค่าดัชนี Chippaux-Smirak Index (CS-I) มีความสอดคล้องกันเล็กน้อย ดังนั้นจึงไม่น่าจะสามารถใช้ทดแทนกันได้ในการตรวจคัดกรองเพื่อจำแนกรูปร่างเท้า

กิตติกรรมประกาศ

การศึกษานี้ได้รับทุนสนับสนุนจากศูนย์วิจัยปวดหลัง ปวดคอ ปวดข้ออื่นๆ และสมรรถนะของมนุษย์ (BNOJPH) มหาวิทยาลัยขอนแก่น และคณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น สุดท้ายนี้คณะผู้วิจัยขอขอบพระคุณอาสาสมัครทุกท่านที่ได้สละเวลาอันมีค่ามาเข้าร่วมงานวิจัยจนการศึกษาในครั้งนี้สำเร็จลุล่วงไปได้ด้วยดี

เอกสารอ้างอิง

1. Dawe EJC, Davis J. Anatomy and biomechanics of the foot and ankle. Orthop Trauma 2011; 25: 279-86.
2. Song J, Hillstrom HJ, Secord D, Levitt J. Foot type biomechanics. Comparison of planus and rectus foot types. J Am Podiatr Med Assoc 1996; 86: 16-23.
3. Franco AH. Pes cavus and pes planus. Analyses and treatment. Phys Ther 1987; 67: 688-94.
4. Subotnick SI. The biomechanics of running. Implications for the prevention of foot injuries. Sports Med 1985; 2: 144-53.
5. Langley B, Cramp M, Morrison SC. Clinical measures of static foot posture do not agree. J Foot Ankle Res 2016; 9: 45. doi: 10.1186/s13047-016-0180-3.
6. Chuter VH, Janse de Jonge XA. Proximal and distal contributions to lower extremity injury: a review of the literature. Gait Posture 2012; 36: 7-15.
7. Powell DW, Williams DS 3rd, Windsor B, Butler RJ, Zhang S. Ankle work and dynamic joint stiffness in high-compared to low-arched athletes during a barefoot running task. Hum Mov Sci 2014; 34: 147-56.

8. Giladi M, Milgrom C, Stein M, Danon Y. The low arch, a protective factor in stress fractures: a prospective study of 295 military recruits. *Orthop Rev* 1985; 14: 709-12.
9. Dahle LK, Mueller MJ, Delitto A, Diamond JE. Visual assessment of foot type and relationship of foot type to lower extremity injury. *J Orthop Sports Phys Ther* 1991; 14: 70-4.
10. Mei-Dan O, Kahn G, Zeev A, et al. The medial longitudinal arch as a possible risk factor for ankle sprains: a prospective study in 83 female infantry recruits. *Foot Ankle Int* 2005; 26: 180-3.
11. Tong JW, Kong PW. Association between foot type and lower extremity injuries: systematic literature review with meta-analysis. *J Orthop Sports Phys Ther* 2013; 43: 700-14.
12. McManus A, Stevenson M, Finch CF, Elliott B, Hamer P, Lower A, Bulsara M. Incidence and risk factors for injury in nonelite Australian Football. *J Sci Med Sport* 2004; 7: 384-91.
13. Cavanagh PR, Rodgers MM. The arch index: a useful measure from footprints. *J Biomech* 1987; 20: 547-51.
14. McPoil TG, Cornwall MW, Medoff L, Vicenzino B, Fosberg KK, Hilz D. Arch height change during sit-to-stand: an alternative for the navicular drop test. *J Foot Ankle Res* 2009; 2: 17. doi: 10.1186/1757-1146-2-17.
15. Menz HB. Alternative techniques for the clinical assessment of foot pronation. *J Am Podiatr Med Assoc* 1998; 88: 119-29.
16. Thomas JL, Kunkel MW, Lopez R, Sparks D. Radiographic values of the adult foot in a standardized population. *J Foot Ankle Surg* 2006; 45: 3-12.
17. Menz HB, Munteanu SE. Validity of 3 clinical techniques for the measurement of static foot posture in older people. *J Orthop Sports Phys Ther* 2005; 35: 479-86.
18. Scharfbillig R, Evans AM, Copper AW, Williams M, Scutter S, Iasiello H, et al. Criterion validation of four criteria of the foot posture index. *J Am Podiatr Med Assoc* 2004; 94: 31-8.
19. Saltzman CL, Nawoczenski DA, Talbot KD. Measurement of the medial longitudinal arch. *Arch Phys Med Rehabil* 1995; 76: 45-9.
20. Murley GS, Menz HB, Landorf KB. A protocol for classifying normal- and flat-arched foot posture for research studies using clinical and radiographic measurements. *J Foot Ankle Res* 2009; 2: 22. doi: 10.1186/1757-1146-2-22.
21. Chuckpaiwong B, Nunley JA 2nd, Queen RM. Correlation between static foot type measurements and clinical assessments. *Foot Ankle Int.* 2009; 30: 205-12.
22. Queen RM, Mall NA, Hardaker WM, Nunley JA 2nd. Describing the medial longitudinal arch using footprint indices and a clinical grading system. *Foot Ankle Int.* 2007; 28: 456-62.
23. Pita-Fernández S, González-Martín C, Seoane-Pillado T, López-Calviño B, Pérttega-Díaz S, Gil-Guillén V. Validity of footprint analysis to determine flatfoot using clinical diagnosis as the gold standard in a random sample aged 40 years and older. *J Epidemiol* 2015; 25: 148-54.
24. Sim J, Wright CC. The kappa statistic in reliability studies: use, interpretation, and sample size requirements. *Phys Ther* 2005; 85: 257-68.

25. Walter SD, Eliasziw M, Donner A. Sample size and optimal designs for reliability study. *Stat Med* 1998; 17: 101-10.
26. Buchanan KR, Davis I. The relationship between forefoot, midfoot, and rearfoot static alignment in pain-free individuals. *J Orthop Sports Phys Ther* 2005; 35: 559-66.
27. Forriol F, Pascual J. Footprint analysis between three and seventeen years of age. *Foot Ankle* 1990; 11: 101-4.
28. Chippaux-Smirak index [serial online] 2017 (cited 2017 January 16) Available from URL:<http://innofoot.ibv.org/index.php/biomechanical-assessment-procedures/541-chippaux-index>
29. Landis JR, Koch GG. The measurement of agreement for categorical data. *Biometric* 1977; 33: 159-74.

ความตรงเชิงเนื้อหาและความเที่ยงของบัญชีสากลเพื่อการจำแนกการทำงาน
ความพิการและสุขภาพสำหรับการล้ม (ฉบับภาษาไทย) ในผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมอง

จารุวรรณ จันสอน^{1,2}, อุไรวรรณ ชัชวาลย์^{2,3}, พรณี ปิงสุวรรณ^{2,3*}

Received: May 8, 2018

Revised: August 26, 2018

Accepted: August 29, 2018

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการศึกษาเพื่อพัฒนาและทดสอบความตรงเชิงเนื้อหาและความเที่ยงของแบบประเมิน International Classification of Functioning, Disability and Health (ICF) core sets สำหรับการล้ม (ฉบับภาษาไทย) ในผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมอง วิธีการศึกษาได้อ้างอิง ICF สำหรับการล้มจากงานวิจัย ของ Yen TH และคณะ ในปี ค.ศ. 2014 ฉบับภาษาอังกฤษ จำนวน 34 หมวดหมู่ ถอดรหัสเป็นภาษาไทยโดยอ้างอิง ICF ฉบับภาษาไทย ซึ่งแต่ละหมวดหมู่มีการแปลความหมายและกำหนดเกณฑ์ของคะแนนแล้ว แต่มีบางหมวดหมู่ไม่มีเกณฑ์ของคะแนน ดังนั้นคณะผู้วิจัยจึงได้พัฒนาเกณฑ์ของคะแนนขึ้นใหม่ในบางหมวดหมู่ จึงได้ ICF สำหรับการล้มฉบับภาษาไทยจำนวน 34 หมวดหมู่ (53 รหัสและ 2 ปัจจัยส่วนบุคคล) ได้นำฉบับนี้ไปทดสอบความตรงเชิงเนื้อหาโดยผู้เชี่ยวชาญ 5 ท่าน มีการตัดรหัสที่มีความสอดคล้องกันในระดับต่ำออกจำนวน 11 รหัส ค่าความตรงเชิงเนื้อหาโดยผู้เชี่ยวชาญ 5 ท่าน มีการตัดรหัสที่มีความสอดคล้องกันในระดับต่ำออกจำนวน 11 รหัส ค่าความตรงเชิงเนื้อหาโดยผู้เชี่ยวชาญ 5 ท่าน ได้มีทั้งหมด 31 หมวดหมู่ (42 รหัสและ 2 ปัจจัยส่วนบุคคล) และได้ปรับเนื้อหาของแบบประเมิน ICF ให้เหมาะสมตามคำแนะนำของผู้เชี่ยวชาญ การทดสอบความเที่ยงของแบบประเมินทำการทดสอบซ้ำห่างกัน 1 สัปดาห์ ในอาสาสมัครผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมองในเขตพื้นที่อำเภอคอนสาร จังหวัดชัยภูมิ จำนวน 30 คน ผลการศึกษาพบว่าอาสาสมัครมีอายุเฉลี่ย 57.57 ± 7.83 ปี ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (Intra-class correlation coefficient: ICC) ของหมวดการทำงานของร่างกายเท่ากับ 0.95 (95%CI: 0.92 - 0.97, $p < 0.0001$) และหมวดโครงสร้างร่างกายเท่ากับ 1 (95%CI: 1, $p < 0.0001$) ซึ่งอยู่ในระดับดีมาก ส่วนหมวดกิจกรรมและการมีส่วนร่วมเท่ากับ 0.85 (95%CI: 0.76-0.92, $p < 0.0001$) และหมวดปัจจัยด้านสิ่งแวดล้อมเท่ากับ 0.79 (95%CI: 0.67-0.88, $p < 0.0001$) อยู่ในระดับดี สรุปผลการศึกษาแบบประเมิน ICF สำหรับการล้มฉบับภาษาไทยในผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมองมีความตรงเชิงเนื้อหาและความเที่ยงในระดับที่ยอมรับได้ดีถึงดีมาก อย่างไรก็ตามการศึกษาในอนาคตแบบประเมินนี้ควรจะมีการพัฒนาให้สามารถใช้ได้การสะดวกขึ้น ประเมินในอาสาสมัครกลุ่มอื่นๆ อาสาสมัครในบริบททางสังคมที่แตกต่างกัน การประเมินระหว่างผู้ประเมิน (inter rater-test) เป็นต้น เพื่อเพิ่มหลักฐานเชิงประจักษ์ก่อนนำไปประยุกต์ใช้ทางคลินิก

คำสำคัญ: ชุมรหัสหลักของบัญชีสากลเพื่อการจำแนกการทำงาน ความพิการ และสุขภาพ, สำหรับการล้ม, ผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมอง, ความตรงเชิงเนื้อหา, ความเที่ยง

¹ นักศึกษาปริญญาโท สาขากายภาพบำบัด คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น

² สายวิชากายภาพบำบัด คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น

³ กล้ามเนื้อขาหลัง ปวดคอ และปวดข้ออื่นๆ คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น

*ผู้รับผิดชอบบทความ



Content validity and reliability of the international classification of functioning, disability and health for falls (Thai version) in stroke patients

Jaruwan Junsorn^{1,2}, Uraiwan Chatchawan^{2,3}, Punnee Pungsuwan^{2,3*}

Abstract

Objective of this study is to evaluate content validity and reliability of the modified ICF core set for falls that based on a study of Yen TH et al., in 2014, they linked the fall-related risk factors to the ICF categories that using specified ICF linking rules. This ICF core set was developed as a Thai version of the ICF core set for falls in this study. The ICF core sets for falls consisted all of 34 categories. Five experts assessed the content validity of this ICF and remain 31 in 34 categories. Results of an item content validity index (I-CVI) were 0.8 and 1, and the scale content validity index (S-CVI) was 8.6. which were very good content validity level. Thirty persons with stroke, mean age 57.6 ± 7.8 years old, were evaluated the ICF core set for falls (Thai version) by an assessor for two times, these testing apart one week. The intra-class correlation coefficients: ICC in domains of the body function and body structure were 0.95 (95%CI: 0.92 - 0.97, $p < 0.0001$) and 1.00 (95%CI: 1, $p < 0.0001$), respectively. It was very good reliability. The ICC of the activity and participation domains were 0.85 (95%CI: 0.761-0.920, $p < 0.0001$) and the environment factors were 0.79 (95%CI: 0.674-0.884, p -value <0.0001) that was good reliability. In conclusion, the ICF core set for falls (Thai version) is acceptable. further study of this ICF model should be developed to be more convenient. Evaluation in other patient groups, and different social contexts should be also studied. In addition, the inter-rater test between assessors should be performed.

Keywords: ICF, falls, stroke, content validity, reliability

¹ Master Degree Student, School of Physical Therapy. Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University, Thailand

² Research Center in Back Neck and Other Joint Pain and Human Performance (BNOJPH), Khon Kaen University, Thailand

³ School of Physical Therapy, Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University, Thailand

*Corresponding author: (e-mail: ppunne@kku.ac.th)

บทนำ

การล้มเป็นปัญหาสุขภาพที่สำคัญและพบได้บ่อยทั่วโลก⁽¹⁾ โดยเฉพาะผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมองมีความเสี่ยงต่อการล้มสูงกว่าคนทั่วไป⁽²⁾ เนื่องมาจากหลากหลายปัจจัย ยกตัวอย่างเช่น มีความบกพร่องในเรื่องการเคลื่อนไหว บกพร่องเรื่องการรับรู้หรือการรับรู้สึกบกพร่องเรื่องการมองเห็น บกพร่องด้านการทรงตัวและการประสานงานของกล้ามเนื้อต่างๆ รวมไปถึงมีปัญหาด้านการสื่อสารทำให้ไม่สามารถบอกความต้องการทำให้ผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมองต้องพยายามทำทุกอย่างด้วยตนเองทำให้เสี่ยงต่อการล้มมากยิ่งขึ้น เป็นต้น มีรายงานผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมองที่กลับไปอยู่บ้านในระยะ 1-3 เดือนหลังจากจำหน่ายออกจากโรงพยาบาล⁽³⁾ และภายในช่วง 6 เดือนที่ถูกจำหน่ายออกจากโรงพยาบาลพบอัตราการล้มร้อยละ 73⁽⁴⁻⁵⁾ ส่วนในประเทศไทยพบอัตราการล้มร้อยละ 15.9⁽⁶⁾ และ 17.8⁽⁷⁾ หลังจากจำหน่ายออกจากโรงพยาบาลจากการล้มผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมองได้รับผลกระทบด้านอื่นๆ ด้วยเช่น การล้มนำมาสู่ภาวะซึมเศร้าการจำกัดการทำกิจกรรมต่างๆ ทำให้เกิดการบาดเจ็บเล็กๆ น้อยๆ กระทั่งไปสู่การบาดเจ็บขนาดใหญ่รวมถึงภาวะกระดูกสะโพกหักการบาดเจ็บของเนื้อเยื่อ⁽⁸⁾ เป็นต้นบางคนการล้มมีผลต่อการบาดเจ็บของสมองซึ่งอาจจะส่งผลให้จำกัดการเคลื่อนไหวนำไปสู่ความพิการและทุพพลภาพจนอาจเป็นสาเหตุทำให้เกิดการเสียชีวิตได้การล้มในผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมองจึงเป็นปัญหาสำคัญที่ควรจะต้องป้องกันได้จากการศึกษาพบว่าปัจจัยที่เกี่ยวข้องกับการล้มมีทั้งปัจจัยภายในตัวผู้ป่วยเองเช่น อาการเกร็งของกล้ามเนื้อ ที่ส่งผลต่อการทรงตัวและการเคลื่อนไหวบกพร่อง และการมองเห็น เป็นต้น และปัจจัยภายนอกที่เกี่ยวข้องเช่น ทางเดินภายในบ้านและนอกบ้าน แสงสว่าง และขาดผู้ดูแล เป็นต้น ดังนั้นการตรวจประเมินร่างกายผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมองควรคำนึงถึงปัจจัยภายนอกที่อาจส่งผลต่อการล้มได้ปัจจุบันการประเมินความสามารถในการทรงตัว เพื่อประเมินความเสี่ยงต่อการล้มสำหรับผู้สูงอายุที่นิยมใช้คือ Berg Balance Scale (BBS) BBS ใช้ทดสอบความสามารถด้านการทรงตัวโดยการทำกิจกรรมในท่านั่งและยืน นิยมใช้กันมากและมีความเหมาะสมสำหรับผู้สูงอายุ BBS เป็นแบบประเมิน

การทรงตัวที่มีความเที่ยงตรงและความน่าเชื่อถือสูง⁽⁹⁻¹⁰⁾ อย่างไรก็ตามในเรื่องของความครอบคลุมปัจจัยเสี่ยงด้านอื่นๆ ต่อการล้มนั้นอาจยังบอกไม่ได้ นอกจากนี้มีแบบประเมิน the St Thomas's risk assessment tool in falling elderly inpatients (STRATIFY)⁽¹¹⁾ และ the Royal Melbourne Hospital fall risk assessment tool (RHM FRAT)⁽¹²⁾ เป็นแบบประเมินสำหรับที่ได้พัฒนาขึ้นเพื่อทำนายปัจจัยเสี่ยงต่อการล้ม ซึ่งมีความไวและความจำเพาะต่อการนำไปใช้กับผู้สูงอายุและผู้ป่วย โดยแบบประเมินความเสี่ยงต่อการล้มทั้งสองพิจารณาจากลักษณะอาการของผู้ป่วยประเมินส่งผลต่อความเสี่ยงต่อการล้มหรือไม่ ซึ่งทั้งสองแบบประเมินนี้ไม่ครอบคลุมทุกมิติที่อาจเป็นปัจจัยเสี่ยงต่อการล้มได้เช่น สิ่งแวดล้อมภายในบ้านและนอกบ้าน เป็นต้นดังนั้น หากต้องการประเมินความเสี่ยงต่อการล้ม จึงมีความจำเป็นอย่างยิ่งที่จะต้องทราบถึงปัจจัยของสิ่งแวดล้อมและบริบทที่ครอบคลุมให้มากที่สุดเพื่อช่วยให้สามารถมองเห็นและเข้าใจถึงต้นเหตุที่อาจทำให้เกิดการล้มได้ จากการศึกษาที่ผ่านมาพบว่า The International Classification of Functioning, Disability and Health (ICF) หรือชุดรหัสหลักของบัญชีสากลเพื่อใช้จำแนกการทำงาน ความพิการและภาวะสุขภาพ เป็นแบบประเมินที่บ่งชี้สภาวะสุขภาพและความเป็นอยู่ของคนอย่างครอบคลุมเพื่อนำไปสู่การวางแผนการดูแลที่สามารถตอบสนองความต้องการของคนพิการได้ตรงประเด็นกว่าการระบุโรคตาม International Classification of Diseases and Related Health Problem (ICD) ปัจจุบันสถานพยาบาลต่างสถาบันทางการแพทย์วิจัยโรคด้วยรหัส ICD ซึ่งแสดงให้เห็นสถานะของความเจ็บป่วยเท่านั้น ในปี พ.ศ. 2543 องค์การอนามัยโลกได้ให้การรับรองรหัส ICF เพื่อใช้เป็นภาษามาตรฐานสำหรับการสื่อสารข้อมูลด้านสถานะสุขภาพระหว่างผู้เกี่ยวข้อง ทั้งในด้านสาธารณสุขและสังคม รวมทั้งสามารถใช้เปรียบเทียบข้อมูลระหว่างประเทศได้ ดังนั้นการบันทึกข้อมูลด้วยรหัส ICF ร่วมกับรหัส ICD จะสามารถแสดงภาพรวมของสถานะสุขภาพของประชากรได้เป็นอย่างดี⁽¹³⁾

ปี ค.ศ. 2014 การศึกษาของ Yen TH และคณะ ทำการศึกษาปัจจัยเสี่ยงต่อการล้มแบบเดลฟาย (delphi) โดยนำปัจจัยเสี่ยงต่อการล้มทั้งหมดจากการทบทวน

วรรณกรรมไปเชื่อมโยงกับหมวดหมู่ของ ICF จนได้ ICF สำหรับการล้มในการฟื้นฟูระยะเฉียบพลัน (ICF core set for fall in acute rehabilitation) ฉบับภาษาอังกฤษจำนวนทั้งหมด 34 หมวดหมู่⁽¹⁴⁾ ซึ่งคณะผู้วิจัยเชื่อว่าการศึกษานี้ น่าเชื่อถือเนื่องจากได้รวมรวบปัจจัยที่เกี่ยวข้องกับการล้มครอบคลุมทุกมิติ จึงเป็นที่มาของ ICF core set for fall หมายถึง ICF สำหรับการล้ม ต่อมา Huang SW และคณะ⁽¹⁵⁾ ได้นำเครื่องมือนี้ไปทดลองใช้ เพื่อหาความแบบประเมิน ICF สำหรับการล้มจากการศึกษาของ Yen TH และคณะ⁽¹⁴⁾ ได้รวมปัจจัยเสี่ยงต่อการล้มที่ครอบคลุมทุกมิติ คณะผู้วิจัยคิดว่า ICF สำหรับการล้มนี้ เมื่อนำไปใช้ในบริบทสังคมที่ต่างแตกต่างกัน ควรจะต้องทำการศึกษาและพัฒนาเครื่องมือนี้ก่อน ตลอดจนศึกษาความตรงเชิงเนื้อหาของแบบประเมินและความเที่ยงของการนำไปใช้ด้วย ดังนั้น การศึกษาครั้งนี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อ พัฒนา ICF สำหรับการล้มฉบับภาษาไทย และทดสอบความตรงเชิงเนื้อหา (content validity) และความเที่ยงโดยการทดสอบซ้ำ (test-retest reliability) ของแบบประเมิน ICF สำหรับการล้ม (ฉบับภาษาไทย) ในผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมองว่ามีความเหมาะสมหรือไม่ เนื่องจากแบบทดสอบนี้ยังไม่ได้ประเมินด้านการใช้ภาษาที่จะบอกได้ว่ามีความตรงเชิงเนื้อหาและความเที่ยงในการประเมินหรือไม่สำหรับการล้ม ในผู้ป่วยที่ได้รับการฟื้นฟูสมรรถภาพในระยะเฉียบพลัน อย่างไรก็ตามเครื่องมือนี้ยังไม่สามารถบ่งบอกได้เป็นไปได้อย่างไรก็ตามความง่ายของการใช้แบบประเมิน ICF

วัสดุและวิธีการ

การศึกษานี้ทดสอบความตรงเชิงเนื้อหาและความเที่ยงของแบบประเมินชุดรหัสหลักของบัญชีสากลเพื่อการจำแนกความพิการ การทำงานและสุขภาพฉบับภาษาไทย สำหรับการล้มในผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมอง โครงการวิจัยนี้ผ่านการรับรองจากคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยในมนุษย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น เลขที่โครงการ วันที่ 4 กันยายน 2560 จากนั้นทดสอบความตรงเชิงเนื้อหาและความเที่ยงของแบบประเมินนี้ในผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมอง มีขั้นตอนและวิธีการการศึกษา ดังนี้

การเตรียมเครื่องมือหรือแบบประเมินสำหรับงานวิจัย

คณะผู้วิจัยได้อ้างอิงชุดรหัส ICF สำหรับการล้มในระยะฟื้นฟูระยะเฉียบพลันจากงานวิจัยของ Yen TH และคณะ ปี ค.ศ. 2014 ตามวิธี Delphi⁽¹⁴⁾ ในการจัดทำแบบประเมินให้เป็นฉบับภาษาไทย คณะผู้วิจัยพบว่าบางรหัสของ ICF ได้แปลเป็นภาษาไทยไว้แล้ว โดยกรมการแพทย์ กระทรวงสาธารณสุข ปี พ.ศ. 2547⁽¹³⁾ และกรมการแพทย์ กระทรวงสาธารณสุขร่วมกับศูนย์สิรินธรเพื่อการฟื้นฟูสมรรถภาพแห่งชาติ ปีพ.ศ. 2555⁽¹⁶⁾ ชุดรหัส ICF สำหรับการล้มงานวิจัยของ Yen TH และคณะมีทั้งหมด 34 หมวดหมู่ (32 รหัสและ 2 ปัจจัยส่วนบุคคล) เมื่อเทียบรหัสกับฉบับภาษาไทยที่แปลแล้วพบว่า มีการแปลอย่างสมบูรณ์ที่ประกอบด้วย การแปลข้อความคำถามและกำหนดเกณฑ์การให้คะแนนด้วย จำนวน 3 หมวดหมู่ จากต้นฉบับของปี พ.ศ. 2547 และจำนวน 2 หมวดหมู่ จากต้นฉบับของปี พ.ศ. 2555 ส่วนที่เหลืออีก 29 หมวดหมู่พบว่า มีเฉพาะการแปลข้อความคำถาม แต่ไม่มีการแปลเป็นภาษาไทยสำหรับการกำหนดเกณฑ์การให้คะแนน ดังนั้นคณะผู้วิจัยจึงได้กำหนดเกณฑ์การให้คะแนนขึ้นใหม่ และกำหนดวิธีการตรวจประเมินขึ้นใหม่โดยอ้างอิงหลักการและรูปแบบตาม ICF ฉบับภาษาไทยจากต้นฉบับของปี พ.ศ. 2555 และตามหลักวิชาการ ในที่สุดคณะผู้วิจัยจึงได้พัฒนาแบบประเมิน ICF สำหรับการล้มฉบับภาษาไทยจำนวนทั้งหมด 34 หมวดหมู่ (53 รหัสและ 2 ปัจจัยส่วนบุคคล) ที่ประกอบด้วย ข้อคำถามแต่ละหมวดหมู่ พร้อมทั้งกำหนดเกณฑ์แต่ละระดับ จาก 0 ถึง 4 และวิธีการประเมินแต่ละหมวดหมู่ด้วย

การทดสอบความเที่ยงตรงเชิงเนื้อหารายข้อและทั้งฉบับผู้ทรงคุณวุฒิจำนวน 5 ท่านพิจารณาความตรงเชิงเนื้อหาของแบบประเมิน ICF สำหรับการล้มฉบับภาษาไทยที่คณะผู้วิจัยได้พัฒนาขึ้น โดยผู้ทรงคุณวุฒิท่านแรกเป็นแพทย์ที่ทำการศึกษาเกี่ยวกับ ICF ท่านที่สองเป็นผู้ทรงคุณวุฒิด้านผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมอง ท่านที่สามเป็นผู้เชี่ยวชาญด้านการล้ม อีกสองท่านเป็นนักกายภาพบำบัดที่มีประสบการณ์ด้านการฟื้นฟูผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมองมากกว่า 5 ปี การศึกษาความตรงเชิงเนื้อหาด้วยวิธีหาค่าดัชนีความเที่ยงตรงเชิงเนื้อหาหรือ Content Validity

Index (CVI) โดยหาความตรงเชิงเนื้อหา รายข้อ Item-Content Validity Index (I-CVI) และความตรงเชิงเนื้อหา รวมทั้งฉบับ Content Validity Index for Scale (S-CVI) มีวิธีการดังนี้ มาตราประเมินความสอดคล้องจะมี 4 ระดับ ดังนี้ 1 คือ ไม่สอดคล้อง (not relevance) 2 คือ สอดคล้อง บางส่วน (somewhat relevance) 3 คือ ค่อนข้าง สอดคล้อง (quite relevance) 4 คือ มีความสอดคล้อง มาก (highly relevance) การคำนวณหาค่าดัชนีความเที่ยงตรงเชิงเนื้อหา หาได้จากสูตร

$$I-CVI = a / njude$$

$$\text{และ } S-CVI = \Sigma I-CVI / njude$$

โดย a หมายถึงจำนวนผู้ทรงคุณวุฒิที่ตอบ 3 หรือ 4, ส่วน njude หมายถึง จำนวนผู้ทรงคุณวุฒิทั้งหมด และ $\Sigma I-CVI$ หมายถึงผลรวมของค่าความตรงเชิงเนื้อหา รายข้อ ค่าความตรงเชิงเนื้อหา รายข้อและความตรงเชิงเนื้อหา ทั้งฉบับที่ยอมรับได้คือมากกว่าหรือเท่ากับ 0.78 และ 0.8 ตามลำดับ⁽¹⁷⁾ ข้อที่ผู้ทรงคุณวุฒิตอบระดับ 3 หรือ 4 ถือว่า หัวข้อนั้นยอมรับได้ ผลการประเมินของผู้ทรงคุณวุฒิทั้ง 5 ท่าน ดังแสดงในตารางที่ 1 ซึ่งได้แสดงเฉพาะรหัสที่ผ่าน เกณฑ์ทั้งหมด 31 หมวดหมู่ (42 รหัสและ 2 ปัจจัย ส่วนบุคคล) ส่วนอีก 11 รหัสได้ทำการตัดออกจากการศึกษาเนื่องจากมีค่าคะแนนน้อยกว่าระดับที่ยอมรับ ได้การทดสอบความเที่ยงของแบบประเมิน ICF (ฉบับ ภาษาไทย) สำหรับการล้มในผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมอง

การคัดกรองอาสาสมัครเป็นผู้ป่วยโรคหลอดเลือด สมองที่ได้รับการคัดเข้าโครงการ จำนวน 30 คนอายุ ระหว่าง 45-75 ปี โดย 1) อาสาสมัครเป็นผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมองที่ได้รับการวินิจฉัย และได้รับการรักษาทาง กายภาพบำบัดขณะเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลก่อน จำหน่ายออกจากการรักษาอย่างน้อย 1 เดือน 2) อาศัยอยู่ในเขตพื้นที่อำเภอคอนสารตั้งแต่เริ่มป่วยจนถึงปัจจุบัน 3) สามารถสื่อสารรู้เรื่องและทำตามคำสั่งได้ 4) สามารถ เดินเองได้โดยอาจใช้หรือไม่ใช้เครื่องช่วยเดินก็ได้ 5) เคยล้ม อย่างน้อย 1 ครั้งตั้งแต่เริ่มรักษาจนถึงปัจจุบัน กรณีคัด อาสาสมัครออกจากการศึกษาประกอบด้วย 1) มีประวัติ เป็นโรคร่วมทางระบบกระดูกกล้ามเนื้อและข้อต่อหรือ มีอาการปวดที่รยางค์ขาาร่วมด้วย เช่น ข้อเข่าหรือสะโพก

เสื่อม, โรคเกาต์หรือรูมาตอยด์ในรยางค์ขา, โรคข้ออักเสบ เรื้อรังในรยางค์ขา เป็นต้น 2) มีภาวะผิดปกติหรือได้รับการ ผ่าตัดที่รยางค์ขา เช่น ขาขาด (amputation) ผ่าตัด เปลี่ยนข้อต่อกล้ามเนื้อเอ็นหรือกล้ามเนื้อในรยางค์ขา กระดูกรยางค์ขาหัก และข้อต่อเคลื่อนหรือหลุด เป็นต้น 3) ผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมองที่มีปัญหาเกี่ยวกับการสื่อสาร ภาษาไทย (หรือไม่ใช่คนไทย) ไม่มีผู้ดูแลรวมทั้งไม่สามารถ ให้ข้อมูลได้ 4) มีโรคร่วมทางระบบประสาทอื่นๆ เช่น ภาวะ สมองและไขสันหลังบาดเจ็บ ภาวะเนื้องอกในสมอง โรคพาร์กินสัน เส้นประสาทบาดเจ็บ และอัมพาตครึ่งท่อน เป็นต้น การทดสอบความเที่ยงของผู้ทดสอบ 1 คน เป็นการ ทดสอบแบบ test-retest reliability คือการทดสอบความ เที่ยงของประเมินซ้ำ อาสาสมัครทั้งหมดได้รับการตรวจ ประเมินตามแบบประเมิน ICF สำหรับการล้มฉบับที่ คณะผู้วิจัยที่ได้พัฒนาขึ้นใหม่ โดยประเมินซ้ำ 2 ครั้ง ระยะ เวลาห่างกัน 1 สัปดาห์ ในระหว่างการทดสอบนี้อาสาสมัคร ไม่ได้รับโปรแกรมการฟื้นฟูโดยนักกายภาพบำบัดการ วิเคราะห์ข้อมูล โดยใช้สถิติสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (intra-class correlation coefficient หรือ ICC) โมเดล 3, 1 ค่ายอมรับความผิดพลาดที่ $p < 0.5$ วิเคราะห์ข้อมูล ด้วยโปรแกรม SPSS เวอร์ชัน 17 ค่า ICC เท่ากับหรือ มากกว่า 0.75 ถือว่าการประเมินมีความสอดคล้องกัน ในระดับดี

ผลการศึกษา

ตารางที่ 1 แสดงผลการศึกษาความตรงเชิงเนื้อหา ของแบบประเมิน ICF สำหรับการล้ม โดยผู้เชี่ยวชาญ จำนวน 5 ท่าน ผลการทดสอบพบว่า ค่าความตรงเชิง เนื้อหารายข้อ (Item-content validity index: I-CVI) มีค่าเท่ากับ 0.8 และ 1 ทุกข้อซึ่งอยู่ในเกณฑ์ดีถึงดีมาก รายละเอียดของการให้คะแนนความตรงเชิงเนื้อหา รายข้อแสดงใน**ตารางที่ 1** ค่าความตรงเชิงเนื้อหาทั้งฉบับ(Scale-content validity index: S-CVI) มีค่าเท่ากับ 0.93 ซึ่งอยู่ในเกณฑ์ดีมากการทดสอบความเที่ยงโดยทดสอบซ้ำ ในอาสาสมัครผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมองลักษณะประชากร แสดงใน**ตารางที่ 2** อาสาสมัครผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมอง ที่เข้าร่วมงานวิจัยจำนวน 30 คน อายุเฉลี่ย 57.6 ± 7.8 ปี

มีเพศชายและหญิงใกล้เคียงกัน ร้อยละ 53.3 และ 46.7 ตามลำดับอาสาสมัครประกอบอาชีพเป็นชาวนามากที่สุด คือ ร้อยละ 50 ด้านการศึกษาอาสาสมัครได้รับการศึกษาในระดับประถมศึกษามากที่สุดร้อยละ 86.7 ระยะเวลาของ

การป่วยด้วยโรคหลอดเลือดสมองที่เข้าร่วมมากที่สุดคือ ระยะ 3 ถึง 6 เดือนร้อยละ 50 มีอาการของแขนและขาข้างเดียวมากกว่าร้อยละ 83.3

ตารางที่ 1 แสดงรายละเอียดของการให้คะแนนความตรงเชิงเนื้อหา (Item-content validity index) ของผู้เชี่ยวชาญ

รหัส	ชื่อ	ระดับความคิดเห็นของผู้เชี่ยวชาญคนที่					I-CVI
		1	2	3	4	5	
1. การทำงานของร่างกาย (Body functions)							
b110	การทำงานด้านการรู้ตัว	3	3	3	3	4	5/5=1
b140	การทำงานด้านความสนใจ	3	4	3	4	4	5/5=1
b1565	การทำงานด้านการกระยะ	4	4	3	4	4	5/5=1
b210	การทำงานด้านการมองเห็น	4	4	3	4	4	5/5=1
b235	การทำงานด้านการทรงตัว	4	4	3	4	4	5/5=1
b240	การทำงานด้านความรู้สึกที่เกี่ยวข้องกับการได้ยินและการทรงตัว	4	4	3	4	4	5/5=1
b2402	ความรู้สึกของการล้ม	4	4	3	4	4	5/5=1
b260	การทำงานด้านการรับรู้ของข้อต่อ	4	4	3	4	4	5/5=1
b4201	การทำงานของความดันโลหิตลด	3	4	3	3	3	5/5=1
b730	การทำงานด้านกำลังกล้ามเนื้อ	4	4	3	4	4	5/5=1
b735	การทำงานด้านความตึงตัวของกล้ามเนื้อ	4	4	3	4	4	5/5=1
b740	การทำงานด้านความทนทานของกล้ามเนื้อ	3	3	3	4	4	5/5=1
b755	การทำงานของปฏิกิริยาร่างกายซึ่งทำให้เกิดการเคลื่อนไหวที่อยู่นอกเหนืออำนาจจิตใจ	3	4	3	4	4	5/5=1
b760	การทำงานด้านการบังคับการเคลื่อนไหวที่อยู่ในอำนาจจิตใจ	4	2	3	4	4	4/5=0.8
b765	การทำงานของการเคลื่อนไหวที่อยู่ในอำนาจจิตใจ	3	2	3	4	4	4/5=0.8
b770	รูปแบบของการเดิน	4	3	3	4	4	5/5=1

ตารางที่ 1 แสดงรายละเอียดของการให้คะแนนความตรงเชิงเนื้อหา (Item-content validity index) ของผู้เชี่ยวชาญทั้งหมด 34 หมวดย่อย (42 รหัส) ที่ผ่านเกณฑ์ (ต่อ)

รหัส	ชื่อ	ระดับความคิดเห็นของผู้เชี่ยวชาญคนที่					I-CVI
		1	2	3	4	5	
2. โครงสร้างของร่างกาย (Body structures)							
s7500	โครงสร้างของต้นขา	3	4	3	4	4	5/5=1
s7501	โครงสร้างของขาที่อ่อนล้า	3	4	3	4	4	5/5=1
s7502	โครงสร้างของเท้าและข้อเท้า	3	4	3	4	4	5/5=1
s770	โครงสร้างทางกระดูกและกล้ามเนื้อ อื่นๆ	2	3	3	3	3	4/5=0.8
3. กิจกรรมและการมีส่วนร่วม (Activity and participation)							
d4103	การนั่ง	3	3	3	4	4	5/5=1
d4104	การยืน	4	4	3	4	4	5/5=1
d4105	การก้มตัว	4	2	3	4	4	4/5=0.8
d4106	การเปลี่ยนจุดศูนย์ถ่วงในร่างกาย	4	3	3	4	4	5/5=1
d4153	การคงท่านั่ง	3	2	3	4	4	4/5=0.8
d4154	การคงท่ายืน	4	4	3	4	4	5/5=1
d420	การเคลื่อนย้ายตัวเอง	4	1	3	4	4	4/5=0.8
d450	การเดิน	4	4	3	4	4	5/5=1
d4552	การวิ่ง	4	2	3	4	4	4/5=0.8
d4600	การเคลื่อนที่ภายในบ้าน	3	4	3	4	4	5/5=1
d4601	การเคลื่อนที่ไปในที่ต่างๆ ที่ไม่ใช่ในบ้าน	3	4	3	4	4	5/5=1
d4602	การเคลื่อนที่ไปนอกตัวบ้าน	3	4	3	4	4	5/5=1
d465	การเคลื่อนที่โดยใช้อุปกรณ์	3	1	3	4	4	4/5=0.8
d530	การใช้ห้องส้วม	1	3	3	4	4	4/5=0.8
4. ปัจจัยแวดล้อม (Environmental factors)							
e1101	ยา	4	3	3	4	4	5/5=1
e1200	ผลิตภัณฑ์และเทคโนโลยีทั่วไปที่ใช้ใน การเคลื่อนที่ของบุคคลทั้งภายในและ ภายนอก	4	4	3	4	4	5/5=1
e1201	ผลิตภัณฑ์หรือเทคโนโลยีสำหรับ ช่วยเหลือในการเคลื่อนที่ทั้งในและ นอกอาคาร	4	4	3	4	4	5/5=1

ตารางที่ 1 แสดงรายละเอียดของการให้คะแนนความตรงเชิงเนื้อหา (Item-content validity index) ของผู้เชี่ยวชาญทั้งหมด 34 หมวดย่อย (42 รหัส) ที่ผ่านเกณฑ์ (ต่อ)

รหัส	ชื่อ	ระดับความคิดเห็นของผู้เชี่ยวชาญคนที่					I-CVI
		1	2	3	4	5	
e1500	ผลิตภัณฑ์เกี่ยวกับแบบสิ่งก่อสร้างและเทคโนโลยีในการก่อสร้างอาคารสำหรับใช้สาธารณะ	3	4	3	4	4	5/5=1
e1501	การออกแบบผลิตภัณฑ์หรือเทคโนโลยีสำหรับการเพิ่มการกระตุ้นให้เข้าถึงสิ่งก่อสร้างสาธารณะ	3	4	3	4	4	5/5=1
e1502	การออกแบบผลิตภัณฑ์หรือเทคโนโลยีสำหรับค้นหาเส้นทาง และออกแบบที่ต้องอาคารสาธารณะ	1	4	3	4	4	4/5=0.8
e2400	ความเข้มของแสง	4	4	3	4	4	5/5=1
e2401	คุณภาพของแสง	4	4	3	3	4	5/5=1

ตารางที่ 2 คุณลักษณะพื้นฐานของประชากร (n=30)

คุณลักษณะของอาสาสมัคร	จำนวน (ร้อยละ)
เพศ ชาย/ หญิง (คน)	16(53.3)/ 14 (46.7)
อายุเฉลี่ย (ปี) $\pm$ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	57.6 $\pm$ 7.84
ช่วงอายุ (ปี)	45-73
อาชีพ (คน)	
ชาวนา, ไม่ได้ทำงาน, ทำเฉพาะงานภายในบ้าน, อื่นๆ	15 (50), 7 (23.3), 6 (20), 2 (6.7)
การศึกษา (คน)	
ประถมศึกษา, ไม่ได้ศึกษา, มัธยมศึกษาตอนต้น, ปริญญาตรี	26 (86.7), 2 (6.7), 1 (3.3), 1 (3.3)
ระยะเวลาการป่วย	
3-6 เดือน, 7-11 เดือน, น้อยกว่า 3 เดือน, 12-16 เดือน	15 (50), 9 (30), 3 (10), 3 (10)
อ่อนแรงซีก (คน)	
ซ้าย, ขวา, ทั้งสองข้าง (เคยเป็นซีกหนึ่งมาก่อนแล้ว)	13 (43.3), 12 (40), 5 (16.7)

ตารางที่ 2 คุณลักษณะพื้นฐานของประชากร (n=30) (ต่อ)

คุณลักษณะของอาสาสมัคร	จำนวน (ร้อยละ)
ประวัติการเจ็บป่วยในอดีต (คน)	
ไม่ทราบว่าเป็นโรค, ความดันโลหิตสูง, เบาหวานร่วมกับความดันโลหิตสูง	17 (56.7), 9 (30), 4 (13.3)
ประวัติการล้มในอดีตเฉลี่ย (ครั้ง)	1.4±0.9
ลักษณะบ้าน (คน)	
บ้านชั้นเดียวไม่มีบันได, บ้านชั้นครึ่งมีบันได, บ้านสองชั้น, อื่นๆ	15 (50), 1 (3.3), 13 (43.3), 1 (3.3)

ผลการทดสอบความเที่ยงของบัญชีสากลเพื่อจำแนกการทำงาน ความพิการและสุขภาพสำหรับการล้ม (ฉบับภาษาไทย) ในผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมองพบว่า หมวดการทำงานของร่างกาย (body functions) มีค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์อยู่ในระดับดีเยี่ยม (ICC=0.95, 95%CI: 0.924 - 0.974, $p<0.0001$) ส่วนหมวดโครงสร้างของร่างกาย (body structures) มีค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์อยู่ในระดับดีเยี่ยม เช่นเดียวกัน (ICC = 1, 95% CI: 1, $p<0.0001$) หมวดการทำกิจกรรมและการมีส่วนร่วมและหมวดปัจจัยด้านสิ่งแวดล้อมมีค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์อยู่ในระดับดี (ICC=0.853, 95% CI: 0.761-0.920, $p<0.0001$), (ICC=0.792, 95% CI: 0.674-0.884, $p<0.0001$) ตามลำดับ ดังแสดงใน**ตารางที่ 3**

ตารางที่ 3 ค่าความเที่ยงของการทดสอบซ้ำ (test-retest reliability) ซ้ำของแบบประเมิน ICF สำหรับการล้ม (ฉบับภาษาไทย) ในผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมอง

หมวดหมู่ ICF	ICC	95%CI	p-value
การทำงานของร่างกาย	0.95	0.92-0.97	0.0001
โครงสร้างของร่างกาย	1.00	1.00-1.00	0.0001
กิจกรรมและการมีส่วนร่วม	0.85	0.76-0.92	0.0001
ปัจจัยด้านสิ่งแวดล้อม	0.79	0.67-0.88	0.0001

สรุปและวิจารณ์ผลการศึกษา

การศึกษาในครั้งนี้ได้พัฒนาบัญชีสากลเพื่อจำแนกการทำงานความพิการและสุขภาพสำหรับการล้ม (ฉบับภาษาไทย) ในผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมอง เมื่อทดสอบความตรงเชิงเนื้อหาและความเที่ยงของแบบประเมินนี้พบว่าอยู่ในเกณฑ์ดีถึงดีมากโดยค่าคะแนนความตรงเชิงเนื้อหา รายข้อ 42 รหัสและ 2 ปัจจัยส่วนบุคคลอยู่ในเกณฑ์ที่ยอมรับได้ ส่วนอีก 11 รหัสที่มีค่าคะแนนน้อยกว่า 0.78 ได้ตัดออกได้แก่ b1140 (orientation to time/ การรับรู้เรื่องเวลา), b1141 (orientation to place/ การรับรู้เรื่องสถานที่), b1142 (orientation to person/ การรับรู้เรื่องบุคคล), d4100 (lying down/ การนอนลง), d4101 (squatting/ การนั่งยองๆ), d4102 (kneeling/ การคุกเข่า), d4150 (maintaining a lying position/ การทรงท่านอน), d4151 (maintaining a squatting position/ การทรงท่านั่งยองๆ), d4152 (maintaining a kneeling position/ การทรงท่าคุกเข่า), d4550 (kneeling/ การเคลื่อนที่ด้วยการคุกเข่า) และ d4551 (climbing/ การเคลื่อนที่ด้วยการปีน) โดยเหตุผลแรกในการตัดคือผู้เชี่ยวชาญแนะนำว่าอาจมีความเกี่ยวข้องน้อยหรือไม่เกี่ยวข้องกับการล้มในผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมอง เหตุผลต่อมาคือ อาจทำให้เกิดอันตรายต่ออาสาสมัครได้ขณะทำการตรวจประเมิน และเหตุผลสุดท้ายเป็นการประเมินในระดับที่ต่ำกว่าความสามารถขั้นพื้นฐานของอาสาสมัคร ถึงแม้ว่าการศึกษาของ Yen TH และคณะจะแนะนำให้ใช้ทั้งหมด 34 หมวดหมู่ก็ตามคณะผู้วิจัยคิดว่าสมควรตัดออก

เช่นกัน เนื่องจากบริบทสังคมไทยอาจจะยังไม่พร้อมด้านการฟื้นฟูสมรรถภาพร่างกายให้ถึงเป้าหมายสูงสุดโดยเฉพาะในชุมชนชนบท จึงมีความเห็นสอดคล้องกับผู้เชี่ยวชาญที่เสนอแนะนอกจากนี้ในการพัฒนาเกณฑ์การให้คะแนนแบบประเมิน ICF ผู้เชี่ยวชาญบางท่านได้แนะนำให้อ้างอิงเกณฑ์การให้คะแนนและวิธีตรวจประเมินตามแบบประเมิน STREAM (the stroke rehabilitation assessment of movement) เนื่องจากมีรายละเอียดของ ICF บางรหัสที่มีเกณฑ์การให้คะแนนที่ใกล้เคียงกันสมพรและคณะได้แนะนำว่าแบบประเมิน STREAM มีค่าความสอดคล้องภายใน (internal consistency) และความตรงเชิงโครงสร้าง (construct validity) ในระดับยอดเยี่ยมในผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมอง⁽¹⁸⁾ เมื่อพิจารณาวัตถุประสงค์ของการใช้แบบประเมิน ICF และ STREAM มีความแตกต่างกัน ยกตัวอย่างเช่น ในส่วนของการประเมินเคลื่อนไหวขั้นพื้นฐานของการนั่ง แบบประเมิน STREAM จะมุ่งเน้นไปที่องค์ประกอบของการเคลื่อนไหวขั้นพื้นฐานของร่างกายและขา มี 8 องค์ประกอบ แต่ ICF สนใจการทำหน้าที่หรือการทำงานของขาว่าสามารถนั่งได้หรือไม่ มีความยากลำบากของข้าน้อยเพียงใดเท่านั้น เป็นต้น อย่างไรก็ตามในขั้นตอนการพัฒนาแบบประเมิน ICF คณะผู้วิจัยต้องทำการให้คำนิยามเกณฑ์การให้คะแนนแต่ละรหัสที่ประกอบด้วยค่าคะแนน 0 ถึง 4 คะแนนซึ่งไม่สามารถอ้างอิงจากหลักฐานฉบับภาษาไทยได้ จึงเป็นเรื่องซับซ้อนและใช้เวลาจากการประเมินความเที่ยงของแบบประเมิน ICF สำหรับการล้ม (ฉบับภาษาไทย) ในผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมองดูเหมือนว่าในหมวดการทำงานของร่างกายและโครงสร้างของร่างกายดีมาก ส่วนหมวดการมีส่วนร่วมในการทำกิจกรรมและสิ่งแวดล้อมมีความเที่ยงระดับดี แสดงว่าแบบประเมินนี้มีความเที่ยงน่าจะนำไปใช้ประเมินการล้มในผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมองได้ นอกจากนี้แบบประเมิน ICF ฉบับนี้ อาจจะสามารถใช้ประเมินติดตามผลความสามารถของผู้ป่วยได้หลากหลายมิติที่เกี่ยวข้องเชื่อมโยงกับปัจจัยที่ส่งผลต่อการล้มได้ การศึกษาที่ผ่านมาพบปัจจัยเสี่ยงต่อการลมนั้นมีความเชื่อมโยงหรือสัมพันธ์กันกับหมวดหมู่ต่างๆ ของ ICF เช่น การทำงานด้านความตั้งใจของกล้ามเนื้อ การทำงานด้าน

การทรงตัว การทำงานด้านกำลังกล้ามเนื้อ การเปลี่ยนแปลงอิริยาบถ การเปลี่ยนจุดศูนย์ถ่วงในร่างกาย เป็นต้น^(7, 14, 19, 20)

ในปี ค.ศ. 2016 การศึกษาของ Huang HW และคณะรายงานผลการใช้ ICF สำหรับการล้มในผู้ป่วยระยะเฉียบพลัน ประกอบด้วย ไซส่นหลังบาดเจ็บ การบาดเจ็บทางสมองและโรคหลอดเลือดสมองที่เข้ารับการรักษาในศูนย์ฟื้นฟูสมรรถภาพ ผลจากการศึกษาพบว่า รหัส b735 (muscle tone function) ครอบคลุมการล้มได้จริงของทุกโรคที่กล่าวมา คิดเป็นร้อยละ 86.51 ซึ่งครอบคลุมคนที่ล้มได้มากที่สุด ส่วนรหัส b730 (muscle power functions) และ d410 (changing basic body position) ครอบคลุมการล้มได้ร้อยละ 77.11 และ 81.69 ตามลำดับ นอกจากนั้นรหัส d450 (walking), e240 (light) และ e1101 (drugs) ครอบคลุมการล้มได้มากกว่าร้อยละ 60⁽¹⁵⁾ จากการสังเกตในการศึกษาครั้งนี้ของคณะผู้วิจัยพบว่า มีผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมองที่ล้มมากกว่า 2 ครั้งขึ้นไปผลการประเมินรหัสดังกล่าวพบว่ามีค่าคะแนนสูงเช่นกัน ซึ่งบ่งบอกถึงผู้ป่วยอาจมีความเสี่ยงต่อการล้มได้ง่าย นอกจากนี้คณะผู้วิจัยยังพบว่าผลการประเมินอีกหลายรหัสที่มีค่าคะแนนสูง นั้นแสดงให้เห็นว่าผู้ป่วยมีความเสี่ยงต่อการล้มได้รหัสดังกล่าวคือ b755 การทำงานของปฏิกิริยาร่างกายซึ่งทำให้เกิดการเคลื่อนไหวที่อยู่นอกเหนืออำนาจจิตใจ (involuntary movement reaction), b760 การทำงานด้านการบังคับการเคลื่อนไหวที่อยู่ในอำนาจจิตใจ (control of voluntary movement function), b765 การทำงานด้านการเคลื่อนไหวที่อยู่นอกเหนืออำนาจจิตใจ (involuntary movement function), b770 การทำงานของรูปแบบการย่างก้าวหรือการก้าวเดิน (gait pattern function), d410 การเปลี่ยนอิริยาบถขั้นพื้นฐาน (changing body position; bending and shifting the body's center of gravity), d450 การเดิน (walking), d4552 การวิ่ง (moving by running), d460 การเคลื่อนที่ไปในที่ต่าง ๆ (moving around in different locations), d530 การใช้ห้องน้ำหรือห้องสุขารวมทั้งการทำความสะอาดร่างกายหลังจากใช้ (toileting), e1101 ยา (drugs) และ e240 แสงสว่าง (light) เหตุผลที่แตกต่างจากการศึกษาที่ผ่านมาอาจจะเกี่ยวข้องกับรูปแบบการศึกษา

เกณฑ์การคัดเข้าที่เลือกระยะเวลาการดำเนินโรคต่างกัน รวมทั้งบริบทของสังคม ข้อจำกัดของการศึกษาประกอบไปด้วย มีจำนวนอาสาสมัครน้อย ใช้เวลานานในการตรวจประเมิน ICF ในแต่ละราย และผู้ตรวจประเมินมีเพียงหนึ่งคนจึงไม่สามารถจะกล่าวได้ว่าแบบประเมินนี้จะสามารถนำไปใช้ได้ทั่วไป

สรุปการศึกษานี้ ผู้วิจัยได้พัฒนาแบบประเมิน ICF สำหรับการล้ม (ฉบับภาษาไทย) ในผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมองขั้นใหม่ ซึ่งมีความเข้าใจในเนื้อได้ตรงประเด็นคำถาม และเกณฑ์ประเมินได้ดี อาจจะเหมาะสมสำหรับการนำไปใช้ประเมินได้โดยมีความแม่นยำในการทดสอบซ้ำอยู่ในเกณฑ์ดี อย่างไรก็ตามการศึกษาในอนาคตควรทำความเข้าใจเกี่ยวกับการใช้ภาษาไทยโดยเฉพาะอย่างยิ่งในหมวดปัจจัยด้านสิ่งแวดล้อม ดังนั้นก่อนที่จะนำเครื่องมือนี้ไปประยุกต์ใช้ควรทำการศึกษาเพิ่มเติมในผู้ป่วยโรคอื่นๆ ในด้านบริบท สังคมและวัฒนธรรมที่แตกต่างกัน และควรศึกษาเกี่ยวกับความแม่นยำของแบบประเมินนี้ระหว่างผู้ประเมินคนอื่นๆ ด้วย

กิตติกรรมประกาศ

การศึกษานี้ได้รับสนับสนุนทุนวิจัยจากศูนย์วิจัยปวดหลัง ปวดคอ ปวดข้ออื่นๆ และสมรรถนะของมนุษย์ (BNOJPH) และคณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น คณะผู้วิจัยขอขอบพระคุณอาจารย์ที่ปรึกษาและคณาจารย์ที่ได้ให้คำปรึกษาตลอดระยะเวลาการทำวิจัย นอกจากนี้ขอขอบพระคุณอาสาสมัครพื้นที่อำเภอคอนสาร จังหวัดชัยภูมิที่ให้ความร่วมมือในการร่วมวิจัยครั้งนี้

เอกสารอ้างอิง

1. Hausdorff JM, Rios DA, Edelberg HK. Gait variability and fall risk in community-living older adults: a 1-year prospective study. Arch Phys Med Rehabil 2001; 82: 1050-6.
2. WHO. World global report on fall prevention in older age. 2007.
3. Mackintosh SF, Hill K, Dodd KJ, Goldie P, Culham E. Falls and injury prevention should be part of every stroke rehabilitation plan. Clin Rehabil 2005; 19: 441-51.
4. Forster A, Young J. Incidence and consequences of falls due to stroke: a systematic inquiry. Br Med J 1995; 311: 83-6.
5. Fischer ID, Krauss MJ, Dunagan WC et al. Patterns and predictors of inpatient falls and fall-related injuries in a large academic hospital. Infect Control Hosp Epidemiol 2005; 26: 822-7.
6. Chaiwanichsiri D, Jiamworakul A, Kitisomprayoonkul W. Falls among stroke patients in Thai Red Cross Rehabilitation Center. J Med Associ Thai 2006; 89 (suppl 3): S47-52.
7. Jiwawiroj A, and Puttikamin N. (2014). The study of risk of fall in stroke patient in sub-acute stage. North-Eastern Thai Journal of Neuroscience North-Eastern Neuroscience Association, NNA, 8: 26-34.
8. Ocha W, Arayawichanon P, Manimanakorn N. Prevalence of falls in stroke patient after discharge from the hospital. Rehabilitation issue 2010; 20: 15-19.
9. Bogle-Thorban L, Newton RA. Use of the Berg balance test to predict falls in elderly persons. J of Phys Ther 1996; 15: 576-85.
10. Thaweewannakij TH, Amatachaya S, Peungsuwan P, Mato L. Balance, fall and quality of life in active and inactive elderly. J Med Tech Phy Ther 2010; 22(3): 271-279.
11. Oliver D, Britton M, Seed P, Martin FC, Hopper AH. Development and evaluation of evidence based risk assessment tool (STRATIFY) to predict which elderly inpatients will fall: case control and cohort studies. BMJ 1997; 315: 1049-53.

12. Ma C, Evans K, Bertmar C, Krause M. Predictive value of the Royal Melbourne Hospital Falls Risk Assessment Tool (RMH FRAT) for post-stroke patients. *J of ClinNeurosci* 2011; 21: 607-611
13. WHO. The International Classification of Functioning Disability and Health: ICF Thai version by department of medical services, ministry of public health. Bangkok: medical services publisher; 2547: 1-9.
14. Yen TH, Lin TSW, Chang KH, Wang YH, Liou TH. Delphi-Based Assessment of Fall- Related Risk Factors in Acute Rehabilitation Settings According to the International Classification of Functioning, Disability and Health. *Arch Phys Med Rehabil* 2014; 95(1): 50-57.
15. Huang SW, Lin LF, Chou LC, Wu MJ, Liao CD, Liou TH. Feasibility of using the International Classification of Functioning, Disability and Health Core set for evaluation of fall-related risk factors in acute rehabilitation settings. *Eur J of Phys Rehabil Med* 2016; 52(2): 152-867.
16. Strategy and planning division, office of the permanent secretary, public health ministry. International Classification of Functioning Disability and Health, ICF. Bangkok: medical services publisher; 2555: 1-2.
17. Lynn MR. Determination and quantification of content validity. *Nurs Res* 1986; 85(6): 382-386.
18. Sungkarat S, Uthaikhup S, Keawsutthi M, Charoenlimprasert J, Kaewsanmuang S. Intra- and inter-rater reliability of the Stroke Rehabilitation Assessment of Movement (STREAM). *JAMS* 2017; 5(1): 71-86.
19. Lee JE, Stokic DS. Risk factors for falls during inpatient rehabilitation. *Am J Phys Med Rehabil* 2008; 87: 341-350.
20. Papol A, Ramkhuan C, Pinnoi W. A Study of Fall Risk in Stroke Patients after Hospital Discharge. *JRTAN* 2017; 18(supplement): 194-201.

การยืนขาเดียวลืมหัดบนพื้นโฟม สามารถแยกแยะความสามารถในการทรงตัวในวัยรุ่น

อรษา แสนโน^{1, 3}, ลักขณา มาทอ², ทกมล หรรษาวงศ์^{2, 3}, วัฒนนา ศิริธราธิวัตร^{2, 3*}

Received: May 17, 2018

Revised: August 18, 2018

Accepted: August 20, 2018

บทคัดย่อ

ระดับของการมีกิจกรรมทางกายเป็นปัจจัยอย่างหนึ่งที่มีผลกระทบต่อความสามารถด้านการทรงตัวในวัยรุ่น การแข่งขันทางด้านการศึกษาที่สูงและการเข้าสู่ยุคสังคมออนไลน์ทำให้วัยรุ่นมีแนวโน้มที่จะมีกิจกรรมทางกายลดลง และมีพฤติกรรมเนือยนิ่งเพิ่มสูงขึ้น งานวิจัยที่ทำการเปรียบเทียบความสามารถในการทรงตัวในวัยรุ่นที่ไม่ใช่นักกีฬาแต่ยังคงมีกิจกรรมทางกายกับผู้ที่ไม่มีพฤติกรรมเนือยนิ่งนั้นยังมีจำกัด การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อเปรียบเทียบความสามารถในการทรงตัวขณะยืนขาเดียวในวัยรุ่นที่มีระดับกิจกรรมทางกายต่างกัน ทำการศึกษาในอาสาสมัคร 90 คน อายุเฉลี่ย $\pm$ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน = 14.4 ± 1.4 ปี ในกลุ่มที่มีกิจกรรมทางกายและ 14.7 ± 1.5 ปี ในกลุ่มที่มีพฤติกรรมเนือยนิ่ง อาสาสมัครได้รับการประเมินระดับการมีกิจกรรมทางกายโดยใช้แบบสอบถามการมีกิจกรรมทางกายใน 7 วันที่ผ่านมา อาสาสมัครที่มีกิจกรรมทางกายน้อยกว่า 600 นาทีต่อสัปดาห์ได้รับการจัดให้อยู่ในกลุ่มที่มีพฤติกรรมเนือยนิ่ง อาสาสมัครทั้งหมดได้รับการทดสอบความสามารถด้านการทรงตัวขณะยืนขาเดียวหลังตาและลืมหัดบนพื้นราบและพื้นโฟมด้วยขาข้างที่ถนัด 4 สถานการณ์ ผลการศึกษาพบว่า อาสาสมัครกลุ่มที่มีกิจกรรมทางกายยืนทรงตัวบนขาข้างเดียวได้นานกว่ากลุ่มที่มีพฤติกรรมเนือยนิ่งอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติใน 3 สถานการณ์ ได้แก่ ยืนหลังตาบนพื้นราบ และยืนลืมหัดและหลังตาบนพื้นโฟม ($p < 0.05$) สรุปผลการศึกษา อาสาสมัครกลุ่มที่มีกิจกรรมทางกายยืนบนขาข้างที่ถนัดได้ดีกว่ากลุ่มที่มีพฤติกรรมเนือยนิ่ง และการทดสอบยืนขาเดียวลืมหัดบนพื้นโฟม สามารถแยกแยะระดับการทรงตัวในวัยรุ่นได้

คำสำคัญ: การทรงตัว, กิจกรรมทางกาย, วัยรุ่น

¹ นักศึกษาปริญญาโท สาขาวิชากายภาพบำบัด คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น

² สายวิชากายภาพบำบัด คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น

³ ศูนย์วิจัยปวดหลัง ปวดคอ ปวดข้ออื่นๆ และสมรรถนะของมนุษย์ คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น

*ผู้รับผิดชอบบทความ



Single Leg Stance on a Foam Surface with Eyes Open can Differentiate Balance Performance in Adolescents

Aurasa Saenno^{1, 3}, Lugkana Mato², Torkamol Hunsawong^{2, 3}, Wantana Siritaratiwat^{2, 3*}

Abstract

Level of physical activity is one of the factors affecting postural stability among adolescents. Using social media and high competitive education lead to prolonged sitting and adolescents tend to have increasing sedentary behavior. However, evidence reporting postural stability in asymptomatic adolescents who are not involved in sports training is still limited. The purpose of this observational study was to compare postural control during one-leg standing between adolescents who were physically active and sedentary. Ninety school-aged adolescents with a mean age $\pm$ SD of 14.4 ± 1.4 years in physically active group and 14.7 ± 1.5 years in sedentary group were recruited. All participants were asked about their demographic data and physical activity behavior during the past 7 days. The participants who had metabolic equivalent scores less than 600 minutes per week were classified as a sedentary group. One-leg standing on the dominant side with eyes open and eyes closed on a firm surface and a balance pad were performed in all participants. The results showed that the participants in the physically active group had a significantly longer time of one-leg stance than the sedentary group in 3 conditions: eyes-closed on firm surface, eyes-open and eye-closed on the balance pad ($p < 0.05$). In conclusion, participants who are physically active perform significantly better at postural stability measured by a single-leg stance than those in the sedentary group. One-leg stance with eye open on the balance pad can differentiate the postural stability in adolescents.

Keywords: Postural control, Physical activity, Adolescents, Sedentary

¹Master Degree Student, School of Physical Therapy, Faculty of Associated Medical Sciences

²School of Physical Therapy, Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University

³Research Center in Back, Neck, Other Joint Pain and Human Performance (BNOJPH), Khon Kaen University

*Corresponding author (e-mail: wantana.siritaratiwat@gmail.com)

INTRODUCTION

Physical activity is one essential factor promoting growth, development and postural control among adolescents. As growth rate and development of postural control continues in an ongoing process during adolescence, before reaching its maturation in an adult-like stage, insufficient physical activity may impede development of postural stability among adolescents⁽¹⁾. Evidence showing a very high prevalence of leisure physical inactivity at 80.4% and sedentary behavior at 33.0% were reported among 30,284 school children aged from 13-15 years in Southeast Asian Nations (ASEAN) Member States including Thailand⁽¹⁾. Moreover, the Thai Health Promotion Foundation found that Thai people in generation Y who were born from 1982 to 2005 spend one-third of the day or 13.4 hours per day on social media⁽²⁾.

Research has shown that postural stability can be affected by level of physical activity in daily living⁽³⁾. Adolescents with sports training exhibit better postural control performance compared with those with physical inactivity^(4, 5). Giagazoglou et al. suggested that not only active physical activity, but also muscle strength is essential for an individual's posture control in the upright position, especially in ankle, knee, and hip muscles⁽⁶⁾. These previous studies investigated postural control, using laboratory instruments, in participants who were grouped as athletes and non-athletes, and studies clearly confirmed that postural control performance can be attributed to the level of sport training^(3, 4).

However, functional tests reducing limitations of cost and time would be appropriate for measuring balance in a large population in

a community setting. A standing balance test is recommended for use for examination of the postural stability, which is similar to the laboratory balance test⁽⁷⁾. The single-leg stance test is a clinical balance test which requires information from different sensory systems including somatosensory, visual and vestibular systems. Moreover, the single-leg stance can simultaneously examine functional muscle strength in lower extremities such as ankle, knee and hip muscles⁽⁸⁾. In order to control posture during walking independently and in daily activity, the single-leg support phase is necessary to allow the swing phase mechanics of the opposite leg. Therefore, to measure the ability to control the body's center of mass within the base of support during standing on one leg is useful for functional balance measures⁽⁹⁾.

Even though non-athlete adolescents are asymptomatic or have no impairment of the neuromuscular system, having different physical activities in their daily life, they may have different capacities to control postural stability. Moreover, data about postural stability using the clinical balance test in adolescents who have different physical activity levels is still limited. A single-leg stance protocol is hypothesized to be appropriate and is challenging for balance assessment in school-aged adolescents. Moreover, the test can be set in different situations of disturbing sensory inputs when performing the testing on a firm surface or a balance pad with eyes open or eyes closed⁽¹⁰⁻¹²⁾. The one-leg standing balance test was chosen for this study since the test uses minimal equipment, but with different test situations, it can be a challenging task for asymptomatic adolescents. We questioned what condition of single leg stance could differentiate the postural

stability among asymptomatic adolescents. The purpose of this current study was to compare postural stability during different conditions of one-leg standing and sedentary.

METHODS

Participants

This cross-sectional study was conducted at two secondary schools in Khon Kaen province, Thailand. Healthy students from 7th – 12th grade were invited to participate in the study. The study was approved by the Khon Kaen University Ethics Research Committee (HE592220). The Head of each secondary school was contacted and asked for permission to collect data. The students were then called to meet face to face to inform them of the objectives and procedure of the study. Students who were interested in joining the research gave their assent and acquired their parents' permission before their participation in this study, and a consent form was signed.

Inclusion criteria were adolescents aged from 13-18 years, able to follow researchers' commands, and having good communication and cooperation. The participants were excluded if they had a history of vertigo or dizziness within 24 hours before testing, being diagnosed as having vestibular or neurological disorders, uncorrected visual problems, use of medications that affect the balance system such as dimenhydrinate, having hearing problems such as hearing loss or use of hearing aids, having history of acute or chronic ear infections, or previous head or limb injuries/operation influencing postural control during standing or walking.

The number of participants were calculated by G*power version 3.1.9.2⁽¹³⁾ using mean and standard deviation of variability of postural stability parameter in medial/lateral plane measured by AMTI (Accusway) force plate from a previous study⁽³⁾. The power of test is set at 0.80 and the significance level was lower than 0.05 ($Z_{\alpha/2} = 1.96$). From the calculation, 46 participants for each group and a total of 92 participants were required in this study.

Instrument

Modified Thai Adolescents Physical Activity Questionnaire (MTAPAQ)

The Modified Thai Adolescents Physical Activity Questionnaire (MTAPAQ) is a seven-day physical activity recall questionnaire including 37 items that are classified into the group of sedentary behaviour (group I) and seven groups of physical activity (groups II–VIII). Group I activities involve sitting quietly such as watching TV. Group II are games and free-play involving sitting such as arts and crafts, chess, and jigsaw puzzles. Group III are games and free-play involving movement or unstructured outdoor play such as hide and seek. Group IV are exercises involving jumping and standing. Group V is walking. Group VI are sports such as soccer, tennis and volleyball. Group VII includes household activity such as doing the laundry, and Group VIII includes transportation physical activity such as cycling to or from school⁽¹³⁾. The MTAPAQ was used to measure physical activity in Thai adolescents aged 12 to 18 years and shows moderate concurrent validity ($r = 0.59, p = 0.01$) with the results of the ActiGraph accelerometer⁽¹⁴⁾. Researchers asked permission to use the MTAPAQ from the developer⁽¹⁴⁾ before data collection began.

Recruited participants were classified into two groups, physically active (PA) and sedentary behaviour (SB) groups, based on their level of physical activity. To classify the level of physical activity, this study used the metabolic equivalent (MET) value of walking, moderate and vigorous activities to calculate the MET scores according to Bauman and colleagues⁽¹⁵⁾. The values of MET in these activities were walking = 3.6⁽¹⁴⁾, moderate activities = 4.0 and vigorous activities = 8.0⁽¹⁶⁾. In this study, the participants who had 5 days of any combination of walking and moderate intensity activity achieving at least 600 MET minutes per week were classified into a PA group, according to one of the criteria suggested by Bauman et al., and those with a MET score of less than 600 MET minutes per week were assigned to an SB group⁽¹⁵⁾.

Single leg stance test

Unipedal standing postural control tests with eyes open and eyes closed were performed on a firm surface and a balance pad, an Airex balance pad with a high-density, closed-cell foam pad (50 × 41 × 6 cm). The tests were started with the eyes-open and followed by the eyes-closed condition. During the unipedal stance test, participants were asked to stand on one leg barefoot, arms placed beside the body, not reaching or stepping. If a participant showed loss of postural control such as lifting the arms for balance, touching the foam or floor with the non-weight bearing foot, moving the weight-bearing foot from the starting position, opening eyes in the eyes-closed condition, or the balance pad was moved from its original position, the test was then stopped immediately, which indicated the end of one trial⁽¹¹⁾. Participants with a longer time of one-leg standing are those with

good standing postural control. The maximum time allowed for each test was 180 seconds⁽¹¹⁾. We evaluated the intra-rater reliability of tests in 10 participants aged 24 years for all conditions of standing on one leg and ICC_(3,1) values ranged from 0.87 to 0.98 (95% CI; 0.46 – 0.99).

Procedure

All participants were asked to fill in the questionnaire regarding their demographic data and physical activity behavior during the past 7 days. Participant's demographic data included age, weight, height, the frequency, duration and type of physical activity. Physical activity behavior was recorded using the MTAPAQ⁽¹⁴⁾. It took 15 minutes to finish the questionnaire.

Participants who passed the inclusion criteria performed the unipedal standing tests. The assessment of postural control was conducted in a quiet room. The researchers ensured participant's safety by standing beside the participant within reaching distance of the participants. A practice session on a balance pad was allowed prior to the start of the test. There were 4 conditions of unipedal standing test with the dominant leg. Two conditions were tested on a firm surface and two conditions used the Airex balance pad⁽¹¹⁾. Three trials were performed for each condition. The participants could rest during each trial as much as they needed until comfortable to continue with the tests. All administration times were 15-20 minutes for each participant.

Data Analyses

All analyses were conducted using Statistical Package for Social Sciences (SPSS) version 17.0. Data were tested for normality using the Shapiro-Wilk test. A Mann-Whitney U test was used to examine the differences of maximum time

in seconds of standing balance between both groups. All variables of unipedal standing balance were reported with mean, standard deviation and 95% confidence interval (95% CI). *P*-value of 0.05 was set for significant differences. The relationship of unipedal standing times and MET minutes per week was examined using Pearson correlation coefficient.

RESULTS

Two hundred and twenty-one healthy school adolescents (67 males, 154 females) aged from 13-18 years from 2 secondary schools in Khon Kaen province agreed to join the study. One hundred participants were excluded due to various reasons such as having a history of vertigo or dizziness within 24 hours before testing, having been diagnosed by a clinician as having vestibular disorders, uncorrected visual problems, having had previous injury or an operation involving poor balance while standing, pain in lower limb while standing or hearing problems, and the remaining 121 students (36 males, 85 females) were eligible for the evaluation of postural control performance. However, only 93 participants could finish the postural control tests. Three participants were excluded from data analysis due to their ability to maintain standing postural control longer than 180 seconds in some conditions of the test. Finally, data from 90 participants (20 males, 70 females) were analyzed.

Demographic data from all participants including sex, age, weight, height, body mass index, and MET minutes per week were reported with mean $\pm$ SD (95% CI) as shown in **Table 1**. **Table 2** shows time of unipedal standing conditions between two groups. Participants in the PA group had significantly longer time of unipedal standing than the SB group in 3 conditions: eyes-closed on firm surface, eyes-open and eyes-closed on balance pad ($p < 0.05$). Since the PA group showed wide range of their levels of physical activity (min – max: 1,128 – 19,938), we thus performed sub-group analysis by classify the PA group into moderate (5 days of any combination of walking, moderate intensity activity achieving at least 600 MET minutes per week)⁽¹⁵⁾ and vigorous physical activity (> 5 days of any combination of walking, moderate intensity activities achieving at least 3000 MET minutes per week)⁽¹⁵⁾. **Table 3** shows sub-group analysis of time of unipedal standing postural control testing between vigorous physical activity (Vig) group and physical inactivity (PI) group. Participants in the Vig group had significantly longer time of unipedal standing than the PI group in all conditions. Moreover, **Table 4** shows significant correlation between level of physical activity (MET minutes per week) and each unipedal standing balance conditions.

Table 1. Demographic data of all participants (Mean $\pm$ SD)

Characteristic	PA group (N = 54)	SB group (N = 36)
Age (y)	14.4 $\pm$ 1.4	14.7 $\pm$ 1.5
Sex (M/F)	16/38	4/32
Weight (kg)	52.2 $\pm$ 11.8	54.6 $\pm$ 17.3
Height (cm)	159.2 $\pm$ 8.5	160.8 $\pm$ 5.9
Body mass index (kg/m ²)	20.4 $\pm$ 3.7	20.93 $\pm$ 5.4
Physical activity (MET/min/week)	5,460 $\pm$ 4,399.5 (min – max: 1,128 – 19,938)	488.9 $\pm$ 102.3 (min – max: 201.6 – 600)

Table 2. Results of the time in second performed the unipedal standing postural control testing on dominant leg

Conditions	Mean $\pm$ SD of time (second) in PA group (n = 54)	Mean $\pm$ SD of time (second) in SB group (n = 36)	Mean difference between groups	<i>p-value</i>
Firm surface				
- Eyes-open	122.06 $\pm$ 40.35 (112.70 – 139.17)	105.28 $\pm$ 42.28 (90.97 – 119.59)	16.78 (-1.03 – 34.58)	0.066
- Eyes-closed	26.86 $\pm$ 18.61 (21.61 – 36.01)	18.14 $\pm$ 12.27 (13.98 – 22.29)	8.72* (2.25 – 15.19)	0.006
Foam surface				
- Eyes-open	48.74 $\pm$ 33.32 (39.81 – 62.12)	25.56 $\pm$ 18.12 (19.43 – 31.69)	23.18* (11.09 – 35.27)	0.001
- Eyes-closed	5.01 $\pm$ 2.28 (4.27 – 5.78)	3.80 $\pm$ 1.59 (3.26 – 4.33)	1.22* (0.35 – 2.01)	0.021

* Significant difference at *p-value* less than 0.05

Table 3. Results of unipedal standing postural control testing between vigorous physical activity (Vig) group and physical inactivity (PI) group

Conditions	Vig group n = 37	PI group n = 36	Mean difference between groups	<i>p-value</i>
Firm surface				
- Eyes-open	118.61 ± 41.43 (109.01 – 128.20)	97.10 ± 39.53 (87.81 - 106.39)	21.51 (8.26 – 34.75)	0.002*
- Eyes-closed	30.02 ± 20.41 (25.29 – 34.75)	17.89 ± 14.04 (14.59 - 21.19)	12.13 (6.39 – 17.88)	0.001*
Foam surface				
- Eyes-open	49.19 ± 33.01 (41.54 – 56.84)	24.42 ± 17.15 (20.39 - 28.45)	24.77 (16.13 – 33.41)	0.001*
- Eyes-closed	5.12 ± 2.57 (4.52 - 5.71)	3.91 ± 1.75 (3.50 - 4.33)	1.20 (0.48 – 1.93)	0.001*

* Significant difference at *p-value* less than 0.05

Table 4. Correlations between MET minutes per week and all variables on dominant leg

Independent variable	MET score
	<i>r</i> [#] (<i>p-value</i>)
Eyes-open static balance	0.211 (0.046)*
Eyes-closed static balance	0.373 (0.001)*
Eyes-open dynamic balance	0.419 (0.001)*
Eyes-closed dynamic balance	0.214 (0.043)*

[#] The relationship (*r*) of unipedal standing postural control times and MET minutes per week was examined using Pearson correlation coefficient.

* Significant difference at *p-value* less than 0.05

DISCUSSION

The purpose of this study was to compare postural stability during different conditions of the one-leg stance between adolescents who are physically active (PA) and sedentary (SB). We found significantly longer time of standing postural control in the PA groups ($p < 0.05$) for the 3 tested conditions: one-leg stance with eyes-closed on firm surface, eyes-open and eyes-closed on a balance pad conditions. Our results support a previous study that participants who were PA had better one-leg standing balance performance than the SB group did⁽¹⁰⁾.

Both the previous and current studies displayed that participants in the PA group could maintain longer one-leg standing postural control on a firm surface with eyes open than the SB group did. However, neither the Balogun et al. results (mean ± SD = 187.3 ± 83.5 in the PA and 173.3 ± 79.3 seconds in SB groups) nor ours (mean ± SD = 122.1 ± 40.3 in the PA and 105.3 ±

42.3 seconds in SB groups) find significant difference between the two groups. The non-significant difference in our study could be attributed to a low power of test at 0.46 (effective size = 0.41). Another reason that the asymptomatic adolescents in both groups show no differences in their postural control during standing on firm surface with eye open although they had different levels of physical activity could be the wide range of physical activity level in the PA group. Furthermore, standing on one leg with eyes open is a typical test in which participants still obtain information from visual, somatosensory and vestibular systems without external disturbance. The completely information from visual, somatosensory and vestibular system leading to well integration process between sensory and motor system at high brain level. According to this result, we assumed that standing on one leg on a firm surface with eyes open may not be a sensitive postural balance test for asymptomatic adolescents, or it cannot differentiate balance performance among those who had different levels of physical activity. However, we suggested that one-leg standing with eyes open can be a baseline trial comparing with the eyes-closed conditions or when standing balance was tested on a balance pad.

The ability to maintain good control of the body in an upright position relies on the interaction of multiple processes among the sensory system, motor system and other processing systems⁽¹⁷¹⁹⁾. To maintain one-leg postural stability, sensory inputs from accurate external spatial orientation references are provided by the visual, vestibular and somatosensory systems. This sensory information is processed by the central nervous system to generate adequate

muscle response, especially of the trunk and control of the lower extremities⁽²⁰⁾. When visual information is removed during one-leg standing on a firm surface with eyes closed, participants maintain postural control based on somatosensory and vestibular information, so participants can definitely stand on one leg for a shorter time compared with the eyes-open condition. Moreover, the eyes-closed condition can possibly reflect lower limb muscle strength of the weight-bearing limb. Our findings for a one-leg stance with eyes closed on a firm surface (mean $\pm$ SD = 26.9 $\pm$ 18.6 seconds in PA and 18.1 $\pm$ 12.3 seconds in SB groups) are in accordance with previous studies⁽¹⁰⁻¹²⁾. Balogun and colleagues evaluated unipedal standing on a firm surface with eyes closed in 80 participants who were physically active and 120 sedentary adolescents and young adults with age ranging from 12 to 40 years. The results found longer mean $\pm$ SD of time = 113.4 $\pm$ 43.4 seconds in the physically active group than in the sedentary group (93.5 $\pm$ 39.7 seconds)⁽¹⁰⁾. Participants with a physically active lifestyle were assumed to have greater lower limb muscle strength, resulting in better balance performance than those with a sedentary lifestyle.

Furthermore, Hahn and co-workers evaluated one-leg standing balance on a stable surface with eyes closed in 339 athlete participants aged from 14 to 24 years. They displayed mean $\pm$ SD time of maintaining a standing posture for the participants aged 14 – 15 years at 30.6 $\pm$ 2.42 in male and 25.1 $\pm$ 2.35 in female⁽¹²⁾. Emery et al. also showed mean time (95%CI) of one-leg standing on a firm surface with eyes closed in 111 healthy adolescents aged 14 to 19 years at 25.43 (22.06 – 29.31)⁽¹¹⁾. Most participants (70.37%) in

the current study were female and our results in the PA group (mean $\pm$ SD = 26.86 $\pm$ 18.61 seconds) were similar to previous findings of Hahn et al. and Emery et al. Comparing within the same age range, performance of the participants in our study displayed more variation of time on one-leg standing indicated by the large SD value. Male participants who were athletic in the Hahn et al. study had slightly better one-leg standing balance than those who were mostly female and not athletic in our study. The previous study suggested that athletes are better at standing balance performance.

All of the participants in the Hahn et al. study are athletic persons from two sports clubs, while the participants in the PA group of our study included both participants with and without sports practice. Our data shows a wide standard deviation of level of physical activity in the PA group range from 600 to 20,000 MET minutes per week, which confirmed the variation of physical activity in the PA. Participants in the PA group had various types of physical activity, such as exercise that involved standing, jumping, running, walking, or sports. We found that participants who had a MET score of nearly 20,000 minutes per week showed longer duration of sport, walking and exercise that involve jumping and running. Nevertheless, when we analyzed the power of the test, we found acceptable power for one-leg standing with eyes closed on firm surface condition at 0.72 (effect size = 0.55). Moreover, we also found significant relationships between times for performing one-leg standing on firm surface with eyes closed and the value of physical activity reported in the form of MET minutes per week of all participants as 0.37 (p -value = 0.001). The

correlation could reflect that the questionnaire used in our study revealed useful information associated with the objective single-leg balance test.

Being tested at one-leg standing on a foam surface with eyes open altered information through the somatosensory and vestibular systems, resulting in increased postural sway, although they still gathered information from the visual system. Participants in the PA group of our study (mean $\pm$ SD = 48.74 $\pm$ 33.32 seconds) displayed similar results to those of Emery et al. (mean (95% CI) = 54.4 (47.3 – 62.61))⁽¹¹⁾. However, overall results of Emery et al. showed slightly better performance than our study. This may be from the age of participants in their study (16.59 years) compared with those in our study (14.57 $\pm$ 1.39 years). This discrepancy can be explained by the development of postural stability which continues throughout the teenage period after 9-12 years of age^(21, 22) and may extend to 15 years in some adolescents before that balance ability shows adult-like maturation^(19, 23). Balogun et al. suggested that the ability to maintain balance on one leg with eyes open and eyes closed improved with age⁽¹⁰⁾. McKay et al. also suggested that the functional postural control performance increased through childhood and adolescence and then reached a plateau during adulthood⁽⁸⁾. Adolescents in the PA group showed significantly longer one-leg standing in this condition compared with the SB group, with a high power of test at 0.98 (effect size = 0.86). Furthermore, the one-leg standing on a foam surface with eyes open showed the highest relationship at 0.42 (p -value = 0.001) with the value of physical activity among other conditions. These results imply that the one-leg stand-

ing balance test on a foam surface with eyes open could be a useful test to assess balance performance in adolescents who have different levels of physical activity.

Finally, the test becomes hardest when participants perform one-leg standing on a foam surface with eyes closed. This test condition alters somatosensory and vestibular feedback from the unstable supporting surface and cuts off the visual information while maintaining postural control. Children and adolescents mainly need information from the visual system to control their posture, perceiving information from somatosensory and vestibular systems only makes standing on one leg difficult, so they can maintain balance in this posture for a shorter time compared with the eyes-open condition. Our results show that the PA group had a significantly longer time than the SB group and the mean $\pm$ SD = 5.01 ± 2.28 seconds in the PA group was similar to that of Emery and colleagues (mean (95% CI) = $5.32 (4.98 - 5.68)$)⁽¹¹⁾. Our results also showed an acceptable power of test at 0.81 (effect size = 0.62) and significant relationships between times performing one-leg standing on a foam surface with eyes closed and the value of physical activity reported in the form of MET minutes per week as 0.21 (p -value = 0.043). With sub-group analysis, we also compared postural stability of the one-leg stance in those with physical inactivity and those who had vigorous level of physical activity. Participants in the Vig group, who had more than 5 days of any combination of walking, moderate intensity activities or achieving at least 3000 MET minutes per week⁽¹⁵⁾ showed significantly longer time of unipedal standing in all conditions than the PI group. These positive results confirm that stand-

ing on one leg could be a challenging test for postural stability in asymptomatic adolescents. Further studies should measure the lower limb muscles strength to confirm that adolescents who perform vigorous physical activity have their better postural stability due to their muscle strength.

Apart from positive results, our study contains several limitations. Firstly, the recruited participants were mostly young female adolescents. Therefore, the generalization of these results should be made with caution, since age and gender could be factors affecting postural control performance during one-leg standing. Secondly, the orders of one-leg standing postural control testing were not randomized. Therefore, muscle learning or fatigue might affect postural control performance during the test. Thirdly, the lower extremities muscle strength was not measured in the study, so we cannot conclude that both PA and SB groups had different lower extremities muscle strength. Finally, the single leg stance on the firm surface with eye open could be a suitable test for a baseline data and may not be able to differentiate the postural stability of asymptomatic adolescents due to various factors contributing to postural stability in adolescents and their physical condition is not deteriorate like elderly. The main and sub-group results support the importance of keeping more than moderate level of physically active in adolescence in order to control ones postural stability better.

CONCLUSION

In conclusion, participants who are physically active especially those with vigorous physical activity perform significantly better at postural stability measured by a single-leg stance

than those in the sedentary group. The one-leg standing on a balance pad with eyes open seems to be a challenging task and is appropriate for a balance test in asymptomatic adolescents.

ACKNOWLEDGEMENT

The study was supported by the Faculty of Associated Medical Sciences, the Research Center in Back, Neck, Other Joint Pain and Human Performance (BNOJPH), Khon Kaen University, Khon Kaen.

REFERENCES

1. Peltzer K, Pengpid S. Leisure time physical inactivity and sedentary behavior and lifestyle correlates among students aged 13-15 in the Association of Southeast Asian Nations (ASEAN) Member States, 2007-2013. *Int J Environ Res Public Health* 2016; 13: 217.
2. Thai health promotion foundation. Sang sook. Thai health promotion foundation. <http://www.thaihealth.or.th/Books.html>. Published October 2016. Updated October 5 2016. Accessed November 22 2016.
3. Barozzi S, Socci M, Soi D, Berardino DF, Fabio G, Forti S, et al. Reliability of postural control measures in children and young adolescents. *Eur Arch Otorhinolaryngol* 2014; 271: 2069-77.
4. Biec E, Kuczynski M. Postural control in 13-year-old soccer players. *Eur J Appl Physiol* 2010; 110: 703-8.
5. Chiang CC, Chiang JY, Shiang TY. The comparison of balance ability between judo players and non-athletes. Paper presented at the ISBS-Conference Proceedings Archive. 2000.
6. Giagazoglou P, Amiridis IG, Zafeiridis A, Thimara M, Kouvelioti V, Kellis E. Static balance control and lower limb strength in blind and sighted women. *Eur J Appl Physiol* 2009; 107(5): 571-9.
7. Riemann BL, Guskiewicz KM, Shields EW. Relationship between clinical and force plate measures of postural stability. *J Sport Rehabil* 1999; 8(2): 71-82.
8. McKay M, Baldwin JN, Ferreira P, Simic M, Vanicek N, Burns J. Reference values for developing responsive functional outcome measures across the lifespan. *Neurology* 2017; 88: 1512-9.
9. Wolff DR, Rose J, Jones VK, Bloch DA, Oehlert JW, Gamble JG. Postural balance measurements for children and adolescents. *J Orthop Res* 1998; 16: 271-5.
10. Balogun JA, Ajayi LO, Alawale F. Determinants of single limb stance balance performance. *Afr J Med Sci* 1997; 26: 153-7.
11. Emery CA, Cassidy JD, Klassen TP, Rosychuk RJ, Rowe BH. Development of a clinical static and dynamic standing balance measurement tool appropriate for use in adolescents. *Phys Ther* 2005; 85(6): 502-14.
12. Hahn T, Foldspang A, Vestergaard E, Ingermann-Hansen T. One-legged standing balance and sports activity. *Scand J Med Sci Sports* 1999; 9: 15-8.
13. Faul F, Erdfelder E, Lang AG, Buchner A. G*Power 3: a flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behav Res Methods* 2007; 39(2): 175-91.

14. Wattanasit P, Prateepchaikul L, Petpichetchian W, Meininger JC, Kijboonchoo K. Validity and reliability of the modified Thai adolescent's physical activity questionnaire. *Pacific Rim Int J Nurs Res* 2010; 14(1): 79-92.
15. Bauman A, Bull F, Chey T, Craig CL, Ainsworth BE, Sallis JF, et al. The international prevalence study on physical activity: results from 20 countries. *Int J Behav Nutr Phys Act* 2009; 6: 21.
16. Wolin KY, Heil DP, Askew S, Matthews CE, Bennett GG. Validation of the international physical activity questionnaire-short among blacks. *J Phys Act Health* 2008; 5(5): 746-60.
17. Hirabayashi S, Iwasaki Y. Development perspective of sensory organization on postural control. *Brain & Development* 1995; 17: 111-3.
18. Rajendran V, Roy FG. An overview of motor skill performance and balance in hearing impaired children. *Ital J Pediatr* 2011; 37: 33.
19. Steindl R, Kunz K, Fischer SA, Scholtz AW. Effect of age and sex on maturation of sensory systems and balance control. *Dev Med Child Neurol* 2006; 48(6): 477-82.
20. Cumberworth VL, Patel NN, Rogers W, Kenyon GS. The maturation of balance in children. *J Laryngol Otol* 2007; 121: 449-54.
21. Charpiot A, Tringali S, Ionescu E, Durand VF, Viart FC. Vestibulo-ocular reflex and balance maturation in healthy children aged from six to twelve years. *Audiol Neurotol* 2010; 15(4): 203-10.
22. Peterson ML, Christou E, Rosengren KS. Children achieve adult-like sensory integration during stance at 12-years-old. *Gait & Posture* 2006; 23(4): 455-63.
23. Viart FC, Ionescu E, Morlet T, Froehlich P, Dubreuil C. Balance in healthy individuals assessed with equitest: maturation and normative data for children and young adults. *Int J Ped Otorhinol* 2007; 71: 1041-6.

การรายงานด้วยตนเองเกี่ยวกับผลกระทบของภาวะน้ำลายหยดต่อการมีปฏิสัมพันธ์ทางสังคมและความภาคภูมิใจในตนเองในเด็กสมองพิการ

ชนาดา อรศรี¹, กรวรรณ รัตนธารทอง², ลักขณา มาทอ³, วนิดา ดรปัญญา³ และวันทนา ศิริธราธิวัตร^{3,4*}

Received: June 27, 2018

Revised: July 17, 2018

Accepted: July 25, 2018

บทคัดย่อ

ภาวะน้ำลายหยดและปัจจัยอื่นๆ ที่เกี่ยวข้องสามารถส่งผลกระทบต่อเด็กสมองพิการและผู้ดูแล การศึกษาที่ผ่านมาใช้แบบสอบถามจากผู้ปกครองหรือผู้ดูแล เพื่ออธิบายผลกระทบของภาวะน้ำลายหยดในเด็กสมองพิการ ข้อมูลเกี่ยวกับความรุนแรงและผลกระทบของภาวะน้ำลายหยดที่รายงานโดยความคิดเห็นของเด็กยังมีจำกัด การศึกษานี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อ 1) รายงานระดับความรุนแรงและผลกระทบของภาวะน้ำลายหยดต่อปฏิสัมพันธ์ทางสังคมและความภาคภูมิใจในตนเองในเด็กสมองพิการ 2) ทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างความรุนแรงของภาวะน้ำลายหยดและระดับความสามารถด้านการเคลื่อนไหวตามระบบจำแนก GMFCS และ 3) ทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างความรุนแรงและผลกระทบของภาวะน้ำลายหยดที่รายงานโดยเด็กสมองพิการ การศึกษาเชิงพรรณนาทำในเด็กสมองพิการที่มีภาวะน้ำลายหยด ช่วงอายุ 7-18 ปี ที่โรงเรียนศรีสังวาลย์ขอนแก่นและโรงเรียนศรีสังวาลย์เชียงใหม่ ผู้วิจัยประเมินความรุนแรงของภาวะน้ำลายหยดโดยใช้วิธีการสังเกตและให้คะแนนความรุนแรงด้วยแบบประเมิน drooling quotient 5-minute (DQ5) เด็กสมองพิการรายงานผลกระทบของภาวะน้ำลายหยดโดยตอบแบบสอบถาม (ใช่/ไม่ใช่) และให้คะแนนระดับความพึงพอใจบนเส้นตรงที่มีความยาว 13.5 เซนติเมตร ความสัมพันธ์ระหว่างความรุนแรงของภาวะน้ำลายหยดและระดับความสามารถในการเคลื่อนไหวได้รับการวิเคราะห์ทางสถิติโดยใช้ Spearman's rank correlation coefficient ความสัมพันธ์ระหว่างผลกระทบของภาวะน้ำลายหยดต่อการมีปฏิสัมพันธ์ทางสังคมใช้ Chi-Square (χ^2) และผลกระทบต่อความภาคภูมิใจในตนเองใช้ Spearman's rank correlation coefficient ตามลำดับ ผลการศึกษาพบว่า เด็กสมองพิการ 91 จาก 355 คน (ร้อยละ 26) มีภาวะน้ำลายหยด และจำนวน 65 จาก 91 คน (ร้อยละ 71.4) ของอาสาสมัครมีภาวะน้ำลายหยดในระดับรุนแรง ระดับความรุนแรงของภาวะน้ำลายหยดสัมพันธ์กับระดับ GMFCS อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($r = 0.62$, $p = 0.001$) มีเด็กสมองพิการที่มีภาวะน้ำลายหยด จำนวน 62 (ร้อยละ 68%) คนสามารถตอบแบบสอบถามเกี่ยวกับผลกระทบของภาวะน้ำลายหยดได้อย่างเข้าใจ ความรุนแรงของภาวะน้ำลายหยดสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติกับผลกระทบของภาวะน้ำลายหยดต่อการมีปฏิสัมพันธ์ทางสังคมกับเพื่อน ($\chi^2 = 14.39$, $df = 1$, $p < 0.001$) ผู้ใหญ่ ($\chi^2 = 24.31$, $df = 1$, $p < 0.001$) และการมีคุณค่าในตนเอง ($\chi^2 = 20.89$, $df = 1$, $p < 0.001$) แต่ไม่พบความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติระหว่างความรุนแรงของภาวะน้ำลายหยดและผลกระทบต่อความภาคภูมิใจในตนเอง การศึกษานี้สรุปว่า เด็กสมองพิการมีภาวะน้ำลายหยดและระดับความรุนแรงของภาวะนี้สัมพันธ์กับระดับความสามารถด้านการเคลื่อนไหว และผลกระทบต่อปฏิสัมพันธ์ทางสังคม

คำสำคัญ: เด็กสมองพิการ, ภาวะน้ำลายหยด, ปฏิสัมพันธ์ทางสังคม, ความภาคภูมิใจในตนเอง

¹นักศึกษาปริญญาโท สาขาวิชากายภาพบำบัด คณะเทคนิคการแพทย์

²สาขาวิทยาศาสตร์การกีฬา คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยราชภัฏอุดรธานี

³สายวิชากายภาพบำบัด คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น

⁴ศูนย์วิจัยปวดหลัง ปวดคอ ปวดข้ออื่นๆ และสมรรถนะของมนุษย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น

*ผู้รับผิดชอบบทความ



Self-report of drooling impact on social-interaction and self-esteem in children with cerebral palsy

Chanada Aonsri¹, Korrawan Rattanathantong², Lugkana Mato³, Wanida Donpunha³, Wantana Siritaratiwat^{3,4*}

Abstract

Drooling and associated factors can impact children with cerebral palsy (CP) and caregivers. Previous studies used proxy-report to describe the impact of drooling in children with CP. There is limited data on severity and impact of drooling reported by the children's perspective. The aims of this study were to 1) report severity of drooling and impact of drooling on social interaction and self-esteem in children with CP, 2) examine the relationship between severity of drooling and levels of Gross Motor Function Classification System (GMFCS) and 3) examine the relationship between severity of drooling and impact of drooling on social interaction and self-esteem using self-reports by children with CP. A cross-sectional descriptive study was conducted in children with CP who had drooling, aged from 7 to 18 years old, at the Sri Sangvalya Khon Kean School and Sri Sangvalya Chiang Mai School. We assessed the drooling condition using a direct observational method, and rated its severity with the drooling quotient 5-minutes scale (DQ5). The impact of drooling on social interaction and self-esteem were self-reported using a yes-no questionnaire and the level of satisfaction were marked on a 13.5-centimeter line. Correlation between severity of drooling and levels of GMFCS was analyzed using spearman's rank correlation coefficient, the relationship between the severity of drooling and impact on social interaction and self-esteem were analyzed using the Chi-Squared (χ^2) and Spearman's rank correlation coefficient respectively. Results show that 91 of 355 (26%) children were reported with having drooling condition and 65 of 91 (71.4%) children had severe drooling condition. The severity of drooling was statistically related to the levels of GMFCS ($r = 0.624$, $p = 0.001$). There were 62 (68%) children with CP could answer questionnaire on impact of drooling, the result showed that the severity of drooling was significantly related to impact on social interaction regarding their relationship with friends ($\chi^2 = 14.39$, $df = 1$, $p < 0.001$), with adults ($\chi^2 = 24.31$, $df = 1$, $p < 0.001$), and their mental capability ($\chi^2 = 20.89$, $df = 1$, $p < 0.001$). There was no statistically significant relationship between severity of drooling and impact on self-esteem. We concluded that children with CP show condition of drooling and its severity is significantly related to their gross motor functions and impact on social interaction.

Keywords: Cerebral palsy, Drooling, Social interaction, Self-esteem

¹Master Degree Student, School of Physical Therapy, Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University

²Sports Science Program, Faculty of Science, Udon Thani Rajabhat University,

³School of Physical Therapy, Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University

⁴Research Center in Back, Neck, Other Joint Pain and Human Performance (BNOJPH), Khon Kaen University

*Corresponding author: (e-mail: wantana.siritaratiwat@gmail.com)

INTRODUCTION

Cerebral palsy (CP) has been defined by Rosenbaum et al. (2007) as a group of disorders of the development of movement and posture, and consequently activity limitations thereby causing from non-progressive lesions that occur in the developing fetal or infant brain.⁽¹⁾ Difficulties in posture control and gross and fine motor dysfunction are the core features of CP. Moreover, poor postural control, especially head, neck and trunk control, leads to deficits in fine motor skills such as eye-hand coordination, manipulation and/or oro-motor function.⁽²⁾ Oro-motor dysfunction, one of the deficits associated with motor speech problems, results in difficulties with swallowing and chewing, and excessive drooling.⁽³⁾ Drooling is defined as unintentional loss of saliva from the oral cavity⁽⁴⁾ or involuntary spillage of saliva out of the mouth.^(5,6)

The drooling problem is commonly seen in children with CP. This is confirmed by research evidences on prevalence of drooling in children with CP between 22% and 58%.^(3,7,8) According to Tahmassebi and Curzon (2003), 58% of children with CP attending special schools had drooling, and 33% of these children had severe drooling.⁽⁷⁾ Hegde et al. (2009) examined drooling in 113 children with CP; the results found that 48.7% of children had drooling, and 17.7% of them had severe drooling.⁽⁸⁾ Consistently, Reid et al. (2012) found that 40.5% had drooling and 15% of them had severe drooling.⁽⁹⁾

Children with CP who drool may appear to have mechanical stimulation of the salivary glands. There are arguments for increased salivary flow in children with CP who drool as a result of hyperkinetic oral motor activity, or swallowing are

difficult to perform for children with CP due to incomplete lip sealing, low suction pressure, and extended time between the suction and suction of food.⁽¹⁰⁾ Abnormal oro-motor tone and poor voluntary control of the head, lips, tongue, and jaw may all interfere with the ability to swallow saliva.⁽⁹⁾ In addition, Reid and colleagues examined clinical factors associated with drooling in children with CP aged 7-14 years. Drooling was significantly associated with epilepsy, intellectual disability, limited or no useful speech, Gross Motor Function Classification System (GMFCS) levels IV or V, inability to control head posture, the quadriplegic topographical pattern of motor impairment, anterior open bite, poor lip closure, eating difficulties and special education. Drooling in children with CP was commonly found in children with poor gross motor function and in those with more severe presentations of CP, including poor head control, difficulty with eating, and inability to sustain lip closure and high GMFCS levels ($p < 0.001$ for each).⁽⁹⁾ Previous study also revealed that the drooling problem is most common in children with spastic quadriplegia with GMFCS levels IV-V.⁽⁹⁾ Severe drooling condition found in children with CP distribution of motor impairment, and for those functioning in GMFCS levels III to V was around 80%.⁽⁹⁾ Furthermore, most children with CP who had III or higher on the GMFCS levels had oral motor dysfunction, such as tongue protrusion, malocclusion, reduced intraoral sensitivity, or reduced voluntary control of the movement of lips, tongue, and jaw.⁽⁹⁾

The high prevalence of drooling had a negative impact on quality of life of children and caregivers. Research evidences showed that the drooling problem led to children caring problem,

reducing their participation of children in everyday activities,⁽¹¹⁾ reducing quality of life or relationships with parents⁽¹²⁾ and having problems with psychological adjustment.⁽¹³⁾ Van der Burg et al. (2006) evaluated the impact of drooling in children with CP on economics consequent, social interaction and self-esteem using a proxy-report of parental perceptions of the impact of drooling on their children and families. Parents perceived the drooling as a major negative factor on the social interaction and self-esteem of their children. Children's playing limitation and social interaction with adults or their families were reported. Furthermore, the study suggested that negative results in social interaction at home or school and loss of self-esteem were caused by their child's drooling condition.^(14, 15) In Thailand, Fusakul et al. (2005) studied the impacts of drooling on physical and psychosocial aspects of caregivers of children with CP. This study had 52 children with CP, aged 4-12 years using questionnaire with a 5-point Likert scale was used to indicate the degree of impact on physical and psychosocial aspects of caregivers on children from caregiver. They found that 96% of CP children with drooling had a bad breath problem and choking or severe coughing, while 48.1% of children had psychosocial impacts such as low self-confidence and anxiety. Moreover, 71.2% of caregivers reported inconvenience in caring and having a limitation of doing outdoor activities as the most common problems.⁽¹⁶⁾

Previous studies have used questionnaires to assess the impact of drooling in children with CP by proxy report: asking parents, caregivers or teachers. However, there is still limited data on the children's perspectives or self-report on the

impact of drooling. In order to measure the impact of drooling using self-report, a child had sufficient social perspective to answer the questions. Normally, children at 7 years gradually develop social perspective skills that enable them to imagine what other people think and, in particular, what others think of them.⁽¹⁷⁾ This current study therefore aimed to 1) report severity of drooling and impact of drooling on social interaction and self-esteem in children with CP, 2) examine the relationship between severity of drooling and levels of GMFCS and 3) examine the relationship between severity of drooling and impact of drooling on social interaction and self-esteem using self-reports by children with CP, aged 7 to 18 years old.

MATERIALS AND METHODS

Participants

This study was a cross-sectional descriptive design. Participants were purposive and convenient samples recruited from at Sri Sangvalya Khon Kean School, and Sri Sangvalya Chiang Mai School, Thailand. The inclusion criteria of children were: aged from 7 to 18 years old, confirmed as having a cerebral palsy condition by physical therapy assessment, having the presence of drooling, and being able to communicate and follow at least 1 step instructions in the measurement procedures. Definition of drooling used in this study refers to the presence of saliva beyond the lower lip margin or a string of saliva falling from the mouth.⁽¹⁸⁾ The exclusion criteria were children who had inability to communicate, had no eye contact or no eye following, visual and or hearing impairments by observation, had history of intellectual disability and had an ulcer

of the soft tissue within the mouth. The study was approved by the Khon Kaen University Ethics Committee for Human Research (HE602266). Informed consent was signed by guardians for permission of each child to participate in the study before data collection. The children with CP were also asked to give their assent to participate in the study.

Instruments

A 5-minute Drooling Quotient Scale (DQ5)

DQ5 is a direct observational method to evaluate the severity of drooling. The assessment can be performed in a classroom and completed within 10 minutes. The 10-minute recording includes 5 minutes of doing activity (DQ5^A) and 5 minutes of rest (DQ5^R). During activity, the child performs an activity in the sitting position, such as having interaction in classroom, singing or playing. During rest, the child was listening to a story or watching television. The observations for the DQ5 must be performed under a standardized condition: at least one hour after meal time, in a sitting position and the mouth is empty and clean before the start of the observation and any saliva is wiped off the chin.⁽¹⁸⁾ The results of measurement shows high reliability in both inter-rater and intra-rater tests. The inter-rater reliability between the assessors from the video assessments were 0.95 (95% CI 0.85 - 0.99) and intra-rater reliability from four assessors ranged from 0.86 - 0.95 (95% CI 0.86-0.99).⁽¹⁸⁾ Scoring of the DQ5 during each 5-minute trial can be performed by giving 1 point for the presence of drooling and 0 point for an absence of new saliva during every interval of 15 seconds. The total scores are obtained by averaging the scores between DQ5^A and DQ5^R and

the percentage of drooling is calculated.⁽¹⁸⁾ The cut-off score of DQ5 was estimated depending on the individual meaning of ‘constant drooling’ or ‘on-and-off drooling’. Children who had a higher score of drooling quotient over 18% were considered as having severe drooling. The intra-rater reliability of the observer in this study was tested with a 1-week interval using video recordings of five children with CP who had the presence of drooling. The value of ICC_(3, 1) was 0.98 (95% CI = 0.88 - 0.98) for DQ5^A and 0.99 (95% CI = 0.92 - 0.99) for DQ5^R.

Measure of impact of drooling on social interaction and self-esteem

The impact of drooling on social interaction and self-esteem were measured by directly asking for a response from the children and adolescents with CP who had drooling. The questionnaire used in this study was modified from Van der Burg et al. (2006) who offered a qualitative method to evaluate parental perceptions of the impact of drooling in children with CP.⁽¹⁵⁾ The impact of drooling on the social interaction questionnaire consists of 3 yes/no questions items. Contents of the questionnaire are as follows: 1- Do you feel that friends and other people do not come to play with you or talk to you, or do they keep their distance? 2- Do you feel that teachers, caregivers or other familiar adults keep their distance? 3- Do you feel that teachers, caregivers or other adults underestimate your mental capability? If children answer yes, they need to answer whether those situations were related to drooling and the answer can be yes, no or not sure.

The questionnaire about impact of drooling on self-esteem consists of 4 questions items about the level of self-esteem which might be

influenced by the score for the satisfaction in life. Children with drooling also give their opinion regarding how they feel about drooling and their relationship with friends and other people. The contents of the questionnaire are as follows: 1- How much do you feel satisfied when you are with friends, teachers, caregivers, or other people? 2- How much do you feel satisfied about your general appearance? 3- How much do you feel satisfied about your relationship with your family? 4- How much do you feel satisfied with life in general? To answer each of these 4 questions, the children also need to answer to what extent drooling contributes to the level of their satisfaction.

Scoring of the level of satisfaction is obtained by measuring the position of the mark in centimeters from the left end of the scale from 0 to 13.5 cm. The lowest score is zero which means very dissatisfied, while, the highest score at 13.5 cm. means the child is very satisfied. The measure of drooling contributing to level of satisfaction is scored by marking on a 13.5 cm. line. The lowest score at zero means drooling has no influence on the level of satisfaction, while the highest score at 13.5 cm. means drooling has a high influence on the level of satisfaction.⁽¹⁵⁾

Procedure

The data were collected from November 2017 to March 2018. The researcher asked for formal permission from the directors of the schools for data collection. Teachers or physical therapists at the school were contacted for arrangement about data collection; surveying the number of children with CP who had drooling and screening according to the criteria.

Participants' demographic data, such as age, sex, problems with communication and perception, underlying diseases, and treatments

for drooling and eating conditions, were collected from the participants' history-record files at the school. Participants were classified their cerebral palsy subtype, topographical pattern and levels of GMFCS. Oral sensation impairment and lip closure ability were assessed by researcher.

Before collecting data, the researcher became familiar with the children by doing activities with them in the classroom. Each participant was observed while doing class activity in order to assess the severity of drooling without being separated from peers, teachers and caregivers. During rest, children were asked to watch television in a sitting position and their severity of drooling were observed using the drooling quotient 5-minutes of rest (DQ5^R). Researcher observed the drooling condition by sitting close to children without their awareness. Each test was performed for 2 trials subsequently. The values of DQ5^A and DQ5^R were then averaged and calculated in percentage. After that, researchers asked participants questions using the questionnaire regarding the impact of drooling on social interaction and self-esteem. It took 10 minutes to finish the questionnaire.

Statistical analysis

Descriptive statistics was used to describe characteristics of participants, and the severity and impact of drooling. Correlation between severity and levels of GMFCS were analyzed using spearman's rank correlation coefficient. The relationship between the severity of drooling and the impact of drooling on social interaction were analyzed using the Chi-Squared test (cross tabulation), while the relationship between the severity of drooling and the impact of drooling on self-esteem was analyzed using Spearman's rank correlation coefficient due to a lack of normal

distribution for data. All analyses were performed using SPSS version 17.0 for Windows.

RESULTS

There were 355 students with CP from both schools. Ninety-one children with a drooling condition were recruited. The mean $\pm$ SD age of participants was 12 years 7 months $\pm$ 3 years 6 months and 62% of them were male. Only 62 of 91 (68%) drooling children could understandably answer questionnaires about the impact of drooling. The characteristics of all participants are presented in **Table 1**. The severity of drooling was

related to the level of GMFCS ($r = 0.624$, $p = 0.001$).

Table 2 shows drooling impact on the social interaction. **Table 3** shows impact of drooling on self-esteem. Apparently, the scores for satisfaction were ranged from 1.5 to 2.9 on the 13.5 cm. line, while the relevance between levels of satisfaction in daily life situation and drooling were ranged from 10.8 to 12.1 on the 13.5 cm. line.

Table 1 Characteristics of all participants with drooling (n = 91)

Characteristic	n	%
Severity of drooling		
Children with drooling (DQ5 < 18%)	26	28.6
Children with severe drooling (DQ5 $\geq$ 18%)	65	71.4
Sex		
Male	56	62
Female	35	38
Cerebral palsy subtype		
Spastic		
- Unilateral	16	18
- Bilateral	50	55
Athetoid	16	18
Ataxia	5	5
Mixed	4	4
GMFCS levels		
I	5	6
II	34	37
III	46	50
IV	6	7

Table 1 Characteristics of all participants with drooling (n = 91)

Characteristic	n	%
Problem with communication and perception		
Yes	29	32
No	62	68
Underlying diseases		
Yes		
- Epilepsy	17	19
- Asthma	3	3
- Heart disease	2	2
No	69	76
Oral sensation impairment		
Intact ($\geq 3/5$)	55	60
Impaired ($< 3/5$)	36	40
Used to obtain treatment		
Yes		
- Massage	22	30
- Swallowing	19	21
- Speech therapy	17	19
- Jaw control	2	2
No	31	28
Eating condition		
Independently by themselves	84	92
Requiring assistance from a caregiver	7	8
Lip closure ability		
Yes	66	73
No	25	27

Table 2 The impact of drooling on social interaction (n = 62)

Question		n, (%)		
		Yes		No
		Ask if answer yes		
		Yes	No	Not sure
Q. 1	Do you feel that friends and other people do not come to play, talk to you or keep their distance?	56, (90)		6, (10)
	Because you have drooling?	50, (89)	1, (2)	5, (9)
Q. 2	Do you feel that teachers, caregivers or other familiar adults keep their distance?	54, (87)		8, (13)
	Because you have drooling?	47, (87)	0, (0)	7, (13)
Q. 3	Do you feel that teachers, caregivers or other adults underestimate your mental capability?	55, (88)		7, (12)
	Because you have drooling?	49, (89)	1, (2)	5, (9)

The severity of drooling was significantly related to the impact on socialinteraction in children regarding their relationship with friends ($\chi^2 = 14.39$, $df = 1$, $p < 0.001$), adults ($\chi^2 = 24.314$, $df = 1$, $p < 0.001$) and their mental capability ($\chi^2 = 20.888$, $df = 1$, $p < 0.001$).

Table 3 The impact of drooling on self-esteem (n = 62)

	Questions	Level of self-esteem (0-13.5 cm.)	
		Mean $\pm$ SD	Range
Q. 1	How much do you feel satisfied when you are with friends, teachers, caregivers or other people?	2.7 $\pm$ 4.1	0.1 - 12.8
	How much is the level of your satisfaction related to drooling?	10.9 $\pm$ 4.3	0.2 - 13.4
Q. 2	How much do you feel satisfied about your general appearance?	1.8 $\pm$ 2.6	0.1 - 12.2
	How much is the level of your satisfaction related to drooling?	11.9 $\pm$ 2.5	1.3 - 13.4
Q. 3	How much do you feel satisfied about your relationship with your family?	2.9 $\pm$ 3.9	0.2 - 13.0
	How much is the level of your satisfaction related to drooling?	10.8 $\pm$ 4.1	0.3 - 13.4
Q. 4	How much do you feel satisfied with life in general?	1.5 $\pm$ 2.1	0.2 - 12.5
	How much is the level of your satisfaction related to drooling?	12.1 $\pm$ 2.1	0.8 - 13.5

There was no statistically significant relationship between severity of drooling and impact on self-esteem with friends, teachers ($r = -0.12$, $p = 0.388$), general appearance ($r = -0.15$, $p = 0.254$), family ($r = -0.12$, $p = 0.328$) and life in general ($r = -0.10$, $p = 0.434$).

DISCUSSION

This cross-sectional study was to report severity of drooling and self-report on the impact of drooling in children with CP on social interaction

and self-esteem. We also tested the relationship between severity of drooling and levels of GMFCS and impact of drooling in these children. Results of this study showed that 91 of 355 (26%) participants had drooling, 65 of 91 (71.4%) children had severe drooling condition ($DQ5 \geq 18\%$). Erasmus et al., (2009) suggest that the highest severity of drooling was reported in CP children with severe involvement of all four limbs, no independent ambulation, poor oro-motor function, and poor head neck and trunk control. This previous study provided evidence that

drooling were all more common in higher GMFCS levels.⁽¹⁰⁾ Cerebral palsy children with severe gross motor function are more likely to develop drooling due to their more extensive brain dysfunction and poor oral motor and sensory function compared with other types of CP.⁽¹⁹⁾ The high percent of severity could be attributed to motor impairment since we found significant relation between the severity of drooling and levels of GMFCS ($r = 0.624$, $p = 0.001$). This significant correlation confirmed previous studies.^(7,8,9) Reid et al. (2012) found 80% of CP children with drooling were classified as GMFCS levels III to V.⁽⁹⁾ Furthermore, Parkes et al. (2010) reported that excessive drooling was significantly related to GMFCS and the risk was greatest among children with GMFCS levels IV (OR 4.8) and V (OR 12.9) compared with those with GMFCS level I.⁽³⁾

Furthermore, our study found that 40% of children who have severe drooling had impaired oral-sensation, and 27% showed loss of lip closure ability. These results are supported by Ray et al. (2012) and Iammatteo et al. (1990) who found a significant negative correlation between the ability to maintain mouth closure and the severity of drooling ($r = -0.244$, $p < 0.001$).^(9,21) This correlation was significant but quite low, so researchers gave suggestion that the severity of drooling may decrease as the participants gained control of mouth closure.^(20,21) Thamassebi and Luther (2004) also found a significantly greater number of CP children who drooled had incompetent lips, compared with those without drooling ($p < 0.002$).⁽²²⁾ Moreover, Weiss-Lambrou et al. examined the relationships between oral sensations and drooling in 40 persons with CP aged between 5 and 21 years. They found that

persons with CP who have a drooling problem obtain significantly lower scores on tests of oral sensation, compared with CP persons who do not have drooling problems ($F = 10.46$, $p < 0.001$).⁽²³⁾ Burgmayer and Jung suggested that drooling may result from an insufficient correlation between the sensations that arise when the saliva spills and the swallowing process. In the development of normal saliva control, the sensation caused by saliva running down the lower lips or chin probably causes an aversive sensation, and the swallowing of saliva becomes an avoidance behavior.⁽²⁴⁾

This is the first study to examine self-report of the impact of drooling on social interaction and self-esteem. Van der Burg et al. (2006) studied the impact of drooling using a questionnaire about parental perception, suggesting that parental judgment on this issue, however, might not be sufficient to fully evaluate the impact of drooling. Possibly an additional judgment by the child would give a more realistic impression of social interaction.⁽¹⁴⁾ Approximately 90% of students answered that drooling had an impact on their social interaction (**Table 2**) which was in agreement with parental judgment on this issue from the previous study.⁽¹⁴⁾ Moreover, our results indicate that severity of drooling is significantly related to the impact on social interaction in children with CP. Children's perception from our study states that drooling is dirty, leads to a bad smell and damaged clothes, furniture, books and toys. A previous study also reported the inconvenience in caring and limitations in doing outdoor activities as the most common problem for CP children with drooling.⁽¹⁶⁾

Although, there was no statistically significant relationship between severity and self-esteem, the impact of drooling on self-esteem had scores on levels of satisfaction ranged from 1.5 cm. to 2.9 cm. and these scores were relevant to drooling ranging from 10.8 cm. to 12.1cm. This interesting in point may imply that drooling had an impact on self-esteem from children's perspective. The lack of statistical significance may be due to a limitation of wide range of subjective scoring on the 13.5 cm. line or the scales of severity and satisfaction were measuring in different dimensions. Our study measured the severity of drooling by observation, but marking on a 13.5 cm line for their satisfaction was performed using a subjective feeling of participants depending on their perception.

Nevertheless, a minority of children (approximately 10%) did not think that drooling leads to negative impact on social-interaction. Children in this study attended special schools for handicapped children; their teachers, caregivers and friends interacted positively with these children. This may also explain why some drooling children expressed positive feelings about their physical appearance, their competence, their social acceptance by adults and peers and why they express few negative effects of drooling. Some children with CP did not think that drooling had impact on social interaction because their friends and other people didn't keep distance and still play and talk with them normally and also kindly told them to clean up.

Although this study was designed to present children perspective, the study contains some limitations. First, the descriptive study was

performed only in students with CP in special education schools with GMFCS levels I to IV, while most children with GMFCS level V cannot come to these schools. Secondly, not all children could answer the questionnaires regarding the impact of drooling on social interaction and self-esteem. The results of this study cannot be generalized for all CP children in a community or those who cannot come to school. A further study is needed in those living in the community or at their homes which might include all levels of GMFCS.

CONCLUSION

The results of the present study confirm previous studies and raise new data regarding the impact of drooling on social interaction and self-esteem from the children's perspective. Children with CP had drooling condition, and the severity of drooling was related to the levels of gross motor function and impact on social interaction. This information can be useful for health professionals, multidisciplinary teams and caregivers to realize the importance of treatment of drooling and to plan optimal rehabilitation for children with CP who have drooling condition.

ACKNOWLEDGEMENT

We are most grateful to all the children with CP who participated in this study. We also thank all teachers and staff at the Sri Sangvalya Khon Kean School, and Sri Sangvalya Chiang Mai School, for their great cooperation in the data collection procedure. We appreciate the Faculty of Associated Medical sciences, Khon Kaen University, for partly funding this research.

REFERENCES

1. Rosenbaum P, Paneth N, Leviton A, Goldstein M, Bax M. A report: the definition and classification of cerebral palsy April 2006. *Dev Med Child Neurol* 2007; 49: 8-14.
2. Beckung E, Hagberg G. Neuroimpairments, activity limitations, and participation restrictions in children with cerebral palsy. *Dev Med Child Neurol* 2002; 44: 309-16.
3. Parkes J, Hill N, Platt MJ, Donnelly C. Oromotor dysfunction and communication impairments in children with cerebral palsy: a register study. *Dev Med Child Neurol* 2010; 52: 1113-9.
4. Blasco PA, Allaire JH. Drooling in the developmentally disabled: Management practices and recommendations. Consortium on Drooling. *Dev Med Child Neurol* 1992; 34: 849-62.
5. Dana LD, Ann Tilton. Clinical study of Botulinum-A toxin in the treatment of sialorrhea in children with cerebral palsy. *Laryngoscope* 2002; 112:73-81.
6. Tahmassebi JF, Curzon MEJ. Prevalence of drooling in children with cerebral palsy attending special schools. *Dev Med Child Neurol* 2003; 45: 613-7.
7. Hegde AM, Pani SC. Drooling of saliva in children with cerebral palsy-etiology, prevalence and relationship to salivary flow rate in an Indian population. *Spec Care Dentist* 2009; 29: 163-8.
8. Van de Heyning PH, Marquet JF, Creten WL. Drooling in children with cerebral palsy. *Acta Oti-Rhino-laryngo Belg* 1980; 34: 691-705.
9. Reid SM, McCutcheon J, Reddihaugh DS, Johnson H. Prevalence and predictors of drooling in 7- to 14-year-old children with cerebral palsy: a population study. *Dev Med Child Neurol* 2012; 54: 1032-6.
10. Erasmus C, Van Hulst K, Rotteveel J, Jongerius H, Van Den Hoogen J, Roeleveld N, Rotteveel J. Drooling in cerebral palsy: hypersalivation or dysfunctional oral motor control. *Dev Med Child Neurol*. 2009 Jun; 51(6): 454-9.
11. Fauconnier J, Dickinson HO, Beckung E, Marcelli M, McManus V, Michelsen SI. Participation in life situations of 8-12 year old children with cerebral palsy: Cross sectional European study. *BMJ* 2009; 338: b1458.
12. Dickinson HO, Parkinson KN, Ravens-Sieberer U, et al. Self-reported quality of life of 8-12 year-old children with cerebral palsy: a cross-sectional European study. *Lancet* 2007; 369: 2171-8.
13. Parkes J, White-Koning M, McCullough N, Colver A. Psychological problems in children with hemiplegia. *Arch Dis Child* 2008; 94: 429-33.
14. Van der Burg JW, Jongerius PH, van Limbeek J, van Hulst K, Rotteveel JJ. Drooling in children with cerebral palsy: effect of salivary flow reduction on daily life and care. *Dev Med Child Neurol* 2006; 48: 103-7.
15. Van der Burg JW, Jongerius PH, van Limbeek J, van Hulst K, Rotteveel JJ. Drooling in children with cerebral palsy: a qualitative method to evaluate parental perceptions of its impact on daily life, social interaction, and self-esteem. *Int J Rehabil Res* 2006; 29: 179-82.

16. Fusakul Y, Rattanatharn R, Chaiwanichsiri D. Impacts of drooling on cerebral-palsied children. *J Thai Rehabil* 2005; 15: 126-34.
17. Harter S. Developmental perspectives on the self-system. In E. M. Hetherington (Ed.), *Handbook of Child Psychology* 1983; 275-385.
18. Van Hulst K, Lindeboom R, Jongerius P. Accurate assessment of drooling severity with the 5-minute drooling quotient in children with developmental disabilities. *Dev Med Child Neurol* 2012; 54: 1121-6.
19. Chang C, Lin K, Tung C, Chang Y. The association of drooling and health-related quality of life in children with cerebral palsy. *Neuropsychiatr Dis Treat*. 2012; 8: 599–604.
20. Ray SA, Bundy AC, Nelson DL. Decreasing drooling through techniques to facilitate mouth closure. *Am J Occup Ther* 1983; 37: 749-53.
21. Iammatteo PA, Trombly C, Luecke L. The effect of mouth closure on drooling and speech. *Am J Occup Ther* 1990; 44: 686-91.
22. Tahmassebi JF, Luther F. Relationship between lip position and drooling in children with cerebral palsy. *Eur J Paediatr Dent* 2004; 5: 151-6.
23. Weiss-Lambrou R, Tétreault S, Dudley J. The relationship between oral sensation and drooling in persons with cerebral palsy. *Am J Occup Ther* 1989; 43(3): 155-61.
24. Burgmayer S and Jung H. Hypersalivation in severe mental retardation. *Int J Rehabil Res* 1983; 6: 193-7.

การตรวจวัดแอนติบอดีต่อแอนติเจนของพยาธิตัวตืด *Opisthorchis viverrini* ในตัวอย่างซีรัมของผู้ป่วยมะเร็งท่อน้ำดี

พงศ์ศรัณย์ กิมาวหา^{1,2,4}, อภิญา จิ์สกุล^{2,4}, ไพบุลย์ สิทธิถาวร^{3,4}, อัญชลี เตชะเสน^{2,4*}

Received: June 14, 2018

Revised: June 27, 2018

Accepted: July 3, 2018

บทคัดย่อ

ประชากรมากกว่า 8 ล้านคนที่อาศัยอยู่ในพื้นที่ภาคตะวันออกเฉียงเหนือของประเทศไทยมีอัตราการติดเชื้อพยาธิตัวตืด *Opisthorchis viverrini* (Ov) สูง ซึ่งเป็นสาเหตุสำคัญที่ก่อให้เกิดโรคมะเร็งท่อน้ำดี โดยพบว่าพยาธิตัวตืดสามารถกระตุ้นให้เกิดกระบวนการอักเสบแบบเรื้อรังและการตอบสนองทางภูมิคุ้มกันนำไปสู่การเป็นมะเร็งท่อน้ำดี การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อตรวจวัดระดับของแอนติบอดีต่อแอนติเจนของพยาธิตัวตืด Ov ในซีรัมของผู้ป่วยมะเร็งท่อน้ำดีเทียบกับกลุ่มคนที่ไม่มีผลอัลตราซาวด์ช่องท้องปกติโดยใช้เทคนิคอีไลซา และศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างผลการตรวจวัดแอนติบอดีกับผลการตรวจทางพยาธิวิทยาคลินิกของผู้ป่วย จากจำนวนตัวอย่างผู้ป่วยมะเร็งท่อน้ำดี 45 รายและกลุ่มคนปกติ 45 ราย พบว่าให้ผลบวกต่อการตรวจวัดแอนติบอดีต่อแอนติเจนของพยาธิตัวตืด Ov คิดเป็น 35.6% และ 53.3% ตามลำดับ นอกจากนี้ในกลุ่มผู้ป่วยมะเร็งท่อน้ำดีที่ให้ผลบวกต่อการตรวจวัดแอนติบอดีมีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติกับความรุนแรงของระยะมะเร็งท่อน้ำดี ($p=0.036$) และมีแนวโน้มสัมพันธ์กับอัตราการรอดชีวิตที่ต่ำของผู้ป่วย ทั้งนี้ไม่พบความแตกต่างของระดับของแอนติบอดีในกลุ่มผู้ป่วยมะเร็งท่อน้ำดีและกลุ่มคนปกติ โดยสรุป จากการศึกษาพบว่าแอนติบอดีต่อแอนติเจนของพยาธิตัวตืด Ov ในซีรัมยังไม่สามารถใช้เป็นตัวบ่งชี้ทางชีวภาพในการวินิจฉัยกลุ่มผู้ป่วยมะเร็งท่อน้ำดีได้อย่างมีประสิทธิภาพ แต่อย่างไรก็ตามพบความสัมพันธ์ระหว่างระดับของแอนติบอดีกับความรุนแรงของระยะมะเร็งท่อน้ำดี ซึ่งต้องทำการศึกษาในเชิงลึกต่อไป

คำสำคัญ: *Opisthorchis viverrini*, โรคมะเร็งท่อน้ำดี, อีไลซา, Arbitrary unit

¹ชีวเวชศาสตร์ บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยขอนแก่น จังหวัดขอนแก่น

²คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น จังหวัดขอนแก่น

³ภาควิชาปรสิตวิทยา คณะแพทยศาสตร์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น จังหวัดขอนแก่น

⁴สถาบันวิจัยมะเร็งท่อน้ำดี มหาวิทยาลัยขอนแก่น จังหวัดขอนแก่น

*ผู้รับผิดชอบบทความ



Determination of antibodies to crude *Opisthorchis viverrini* antigen in sera of cholangiocarcinoma patients

Phongsaran Kimawaha^{1,2,4}, Apinya Jusakul^{2,4}, Paiboon Sithithaworn^{3,4}, Anchalee Techasen^{2,4*}

Abstract

Over 8 million people in the northeastern region of Thailand are infected with liver flukes *Opisthorchis viverrini* (Ov), a cause of opisthorchiasis associated cholangiocarcinoma (CCA), a malignant tumor arising from bile duct epithelium. The proven oncogenic risk factor is Ov infection that can induce chronic inflammation and immune response. The present study aimed to investigate the level of serum IgG antibody to a crude Ov antigen in CCA patients, compared with a normal ultrasonography group by enzyme-linked immunosorbent assay (ELISA) and to study the correlations with clinicopathological parameters of CCA patients. Of 45 each for CCA and normal cases, 35.6% and 53.3% were positive for Ov IgG antibody, respectively. In addition, the level of IgG to Ov antigen was statistically associated with severity of tumor stage ($p=0.036$) and also had a trend to associate with shorter survival time of CCA patients. Statistical difference of IgG antibody level was not observed between CCA and normal ultrasonography group. In summary, antibody to crude Ov antigen in sera may not be used as a biomarker to predict the risk of CCA patients. The levels of Ov IgG antibody seem to be associated with the severity of CCA patients. However, molecular mechanisms in this issue are needed to be proven.

Keywords: *Opisthorchis viverrini*, Cholangiocarcinoma, Enzyme-linked immunosorbent assay, Arbitrary unit

¹Biomedical Sciences, Graduate School, Khon Kaen University

²Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University

³Department of Parasitology, Faculty of Medicine, Khon Kaen University

⁴Cholangiocarcinoma Research Institute, Khon Kaen University

*Corresponding author: (e-mail: anchte@kku.ac.th)

Introduction

Opisthorchiasis caused by liver flukes *Opisthorchis viverrini* (Ov), which is a foodborne trematode and infected over 8 million people in northeastern region of Thailand.⁽¹⁾ The traditional consumption of raw or uncooked fish contaminated metacercariae, the infective stage of Ov, is the major public health problem that contributes to humans becoming infected with this parasite.⁽²⁾ It has been proved that Ov is an oncogenic risk factor associated with cholangio-carcinoma (CCA) development by chronic inflammation leading to oxidative stress and DNA damage.^(3,4) Additionally, CCA is a malignancy of bile duct epithelial cells arising from biliary tract. The pathophysiology of CCA is exceedingly invasive, it develops rapidly, regularly metastasizes, and is very difficult to diagnose until the disease reaches an advanced stage.⁽⁵⁾ Consequently, the prevalence of Ov and CCA burden is strongly correlated and to eradicate this cancer, we have to find an effective way to prevent the incidence of Ov infection. The routine diagnosis of Ov in the laboratory is normally by detecting parasite eggs in feces as the “gold standard” and the intensity of infection is estimated as the number of Ov egg per gram (epg) of individual feces.⁽⁶⁾ Fecal examination is easy, non-invasiveness and inexpensive but the sensitivity and specificity depends on the method of detection and the experience of personnel. In light infections or when egg output is low as a result of biliary obstruction or praziquantel treatment, anthelmintic drug, the fecal examination may result in a falsely negative diagnosis.⁽⁷⁾ Furthermore, the characteristics of Ov eggs under light microscopy are difficult to distinguish from the eggs of minute intestinal flukes (MIFs) because

of their small size that similar to Ov egg.⁽⁸⁾ The limitation of the fecal examination in which diagnosis is based on egg morphology of parasites; it also emphasizes in term of the requirement for alternative and high-powered diagnostic methods in opisthorchiasis.

The development of Ov diagnosis based on serological tests is now widely studied with the goal to increase the sensitivity and specificity in a diagnostic assay. There are many acceptable tests for instance the intradermal test (IDT), immunoelectrophoresis (IEP), indirect haemagglutination assay (IHA), and enzyme-linked immunosorbent assay (ELISA).⁽⁹⁾ For indirect ELISA method, it has been used to detect the specific antibody to Ov in patients' sera by using crude somatic extract or excretory secretory antigen (ES) which is the soluble metabolic products from adult worms.⁽¹⁰⁾ The estimation of sensitivity for indirect ELISA is approximately 76-100% for IgG, 63% for IgA, and 74% for IgE.^(11,12) Therefore, the aim of this present study was to investigate the presence of serum IgG antibody to a crude Ov antigen in CCA patients compared with normal ultrasonography from a high endemic area and to correlate its level with clinicopathological data of CCA patients.

Materials and methods

Study subjects

Human CCA and normal sera in this study were approved by the Human Ethics Committee of Khon Kaen University, based on the ethics of human specimen experimentation of the National Research Council of Thailand (HE571283 and HE531320). Sera specimens were collected from CCA patients in Srinagarind hospital, Khon Kaen

(n=45) while a normal group, based on a radiologist examining by normal abdominal ultrasonography (n=45), comprises subjects who live in Ban Wa sub-distinct, Khon Kaen, Thailand where there is a high endemic area of Ov infection. These specimens were obtained from the biobank of the Cholangiocarcinoma Research Institute (CARI), Khon Kaen University. The Ov infected information in normal group was determined and quantified Ov EPG by microscopic fecal examination using the formalin-ethyl acetate concentration technique (FECT).⁽¹³⁾

Measurement of specific IgG antibody to crude Opisthorchis viverrini antigen by indirect enzyme-linked immunosorbent assay (Indirect-ELISA)

The indirect ELISA was performed to determine the levels of specific IgG antibody in serum. This assay was based on a crude extract of the antigens of whole adult Ov. The antigen concentration was diluted with 1xPBS pH 7.4 to give 1,500 µg/ml and distributed at 100 µl/well in a Maxisorp 96-well flat bottom microtiter plates and incubated at 4 °C overnight. After that, plates were washed 3 times with 0.05% Tween20 in PBS pH 7.4 (PBST) and blocked with 250 µl of 3% skimmed milk powder in PBST and incubated at 37°C for 1 hour. Then, plates were decanted 5 times, followed by the addition of a test serum diluted in 3% skimmed milk in PBST (dilution 1:6000) at 100 µl/well in duplicates and incubated at 4°C overnight. After a further incubation time, plates were washed 5 times, and 100 µl of a conjugate of horseradish peroxidase with goat anti-human IgG was added to each well. After 2 hours' incubation at 37 °C, the plate was washed and then a 100 µl of orthophenylenediamine

hydrochloride (OPD)(Zymed, CA, USA) substrate was added for 30 minutes. The reaction was stopped with 4N sulfuric acid (H_2SO_4), and the plate was read on an ELISA reader (Tecan, Austria) using Magellan at the optical density (OD) of 492 nm. According to Jariwala et al.⁽¹⁴⁾ assignment of arbitrary units (AUs) of antibody to the two-fold serial dilutions of human IgG against crude Ov antigen was performed to make the standard calibration curve by generating a four-parameter logistic log (4-PL) graph. The AUs of test sera were obtained by interpolating their ODs (492 nm) onto the 4-PL fitted standard calibration curve and then finding the corresponding values which are expressed as AUs. Any sample that gave AUs higher than the reliable detection limit (RDL), the concentration of antibody corresponding to the interpolated intersection of the lower asymptote of the upper 95% confidence limit with the lower 95% confidence limit of the standard data was considered positive for Ov infection.

Statistical analysis

Statistical analysis was performed using SPSS V.23.0 statistical software (IBM Corporation, USA). The descriptive statistics were used to analyze the association of antibody to crude Ov antigen in sera and clinicopathological parameters of CCA patients (e.g. sex, age, histological types, recurrence status, and tumor metastasis) between negative and positive results of antibody to crude Ov antigen. The log-rank test was used to compare survival distributions between negative and positive results of antibody and Kaplan–Meier method was plotted for survival curves for overall survival. The diagnostic performance of antibody to crude Ov antigen was evaluated using receiver operating characteristic (ROC) curve analysis, area

under the ROC curve (AUC) with 95% CI, Youden index, and Odds ratio were calculated and then the optimal cut-off AUs for antibody levels was designated to balance suitable sensitivity and specificity. Values of $P \leq 0.05$ were considered statistically significant.

Results

Characteristics of the study sample

The demographic data of the sample is shown in **Table 1**. The total number of study subjects was 90 cases including the normal (n=45) and CCA groups (n=45). The age range of all groups was 38 to 84 years and overall mean of age was 59.4 years ($\pm$ SD = 10.3) being 57.7 years for males and 60.8 years for females. The Ov information as EPG was found to be positive in the normal ultrasonography group from endemic area in 10 cases (22.2%). Fecal specimens were not available for CCA patients.

Measurement of specific IgG antibody to crude Opisthorchis viverrini antigen by indirect-ELISA

Sera from 45 cases of CCA and 45 cases normal patients were included in this study. The assignment of arbitrary units (AUs) of antibody to the two-fold serial dilutions of human IgG against crude Ov antigen was performed to study. Using the AUs value of RDL that was 4.07 as the detection cut-off, from **Table 2**, positive for serum Ov IgG antibody of CCA patients was 16/45 (35.6%) and negative was 29/45 (64.4%). In addition, normal cases revealed positive and negative results for antibody to crude Ov antigen were 24 (53.3%) and 21 (46.7%) cases, respectively.

AUs levels of serum IgG to crude Ov antigen in negative and light Ov infection in normal ultrasonography group in endemic area

The status of Ov infection was examined by microscopic fecal examination (FECT). Normal individuals were categorized as to the intensity of Ov infection by the geometric of eggs per gram of feces as follows: “negative” or “0” (no eggs were found in feces) and “light infection” (1-499 eggs per gram of feces).⁽¹⁵⁾ Levels of serum IgG to crude Ov antigen are shown in **Figure 1** between negative and light Ov infection in the normal group. The means of AUs levels were 6.57 ± 8.24 in negative and 8.62 ± 9.43 in light infection, respectively. There was no statistical difference in levels of antibody between negative and light Ov infection ($P=0.51$).

AUs levels of serum IgG to crude Ov antigen in normal and CCA patients

Figure 2 shows the serum level of IgG to Ov antigen, the means of AUs levels were 7.03 ± 8.54 in normal and 13.1 ± 35 in CCA, respectively. No statistical significant difference was found between groups ($P=0.26$).

Correlations between clinicopathological data and the specific IgG antibody to crude Ov antigen in CCA patients

The association between serum IgG to crude Ov antigen from indirect ELISA and clinicopathological variables of CCA patients was assessed. The results showed that positive of Ov IgG antibody in sera significantly correlated with TNM tumor stage 4 ($P=0.036$) of CCA patients. In different circumstances, no significant correlation of antibody to crude Ov antigen with age, gender,

histological types, recurrence, lymph node and distant metastatic stages was found as shown in **Table 3**.

Results of serum IgG to crude Ov antigen with survival rate of CCA patients

Figure 3 shows the overall survival (OS) analysis by the Kaplan-Meier method in which a log rank test revealed that there was a trend between positive serum Ov IgG antibody correlated with shorter survival time of CCA patients but it not reaches statistical significance ($P=0.143$). The mean overall survival times between negative and positive results of serum IgG to crude Ov antigen were 13.6 and 9.7 months, respectively.

Predictive values of serum IgG to crude Ov antigen for the detection of CCA patients compared to normal individuals

To evaluate the performance of serum IgG to crude Ov antigen as a potential biomarker for predicting opisthorchiasis associated with CCA, the receiver-operator characteristic (ROC) curve and area under curve (AUC) were analyzed. The AUs of serum IgG to crude Ov antigen based on the optimal cut-off derived from ROC analysis and Youden index calculation is presented in **Table 4**. ROC curve analysis showed that the serum IgG to crude Ov antigen level could not be used to differentiate between normal and CCA patients with AU cut-off was 2.48 at sensitivity 55.56% and specificity 66.67% ($P=0.184$, $AUC=0.58$, Youden index=121.23) and the ROC curve is shown in **Figure 4**. In addition, the odd ratio (OR) was determined to predict the risk of CCA relative to

the normal group in cases of positive result of antibody to crude Ov antigen, and revealed that this elevated antibody had a trend to be a predictor to distinguish CCA from normal control group, but there was no statistical significance of odd ratio ($OR=0.48$, $P=0.09$).

Table 1 Demographic data of study subjects

Characteristics	Normal (%)	CCA (%)	Total (%)
Total (N)	45	45	90
Sex			
Male	12 (26.7)	29 (64.4)	41 (45.5)
Female	33 (73.3)	16 (35.6)	49 (54.5)
Age (years)			
30-39	0 (0)	2 (4.4)	2 (2.2)
40-49	8 (17.8)	3 (6.7)	11 (12.2)
50-59	16 (35.6)	18 (40)	34 (37.8)
60-69	10 (22.2)	16 (35.6)	26 (28.9)
70-79	9 (20)	5 (11.1)	14 (15.6)
80-89	2 (4.4)	1 (2.2)	3 (3.3)
Ov infection: Egg per gram (EPG)			
0	35 (77.8)	-	
1-499	10 (22.2)	-	

Table 2 Results of specific IgG antibodies to crude Ov antigens in sera of normal and CCA patients by assignment of arbitrary units (AUs)

Antibodies to crude Ov antigen	Normal	CCA	Total
	n=45 (%)	n=45 (%)	
Positive	24 (53.3)	16 (35.6)	40
Negative	21 (46.7)	29 (64.4)	50

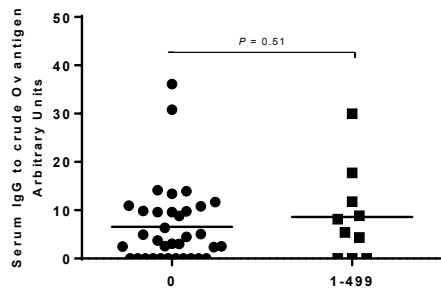


Figure 1 The serum levels of antibodies to crude Ov antigen depend on Ov infection status (EPG) in normal group. The EPG status “0” refers to negative infection and “1-499” refers to light infection. Black horizontal line refers to mean and $P=0.51$ that was no statistical significant.

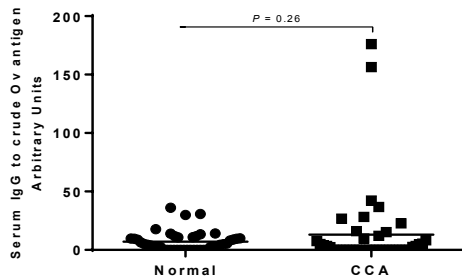


Figure 2 The serum levels of antibodies to crude Ov antigen in normal group and CCA patients. Black horizontal line refers to mean and $P=0.26$ that was no statistical significant.

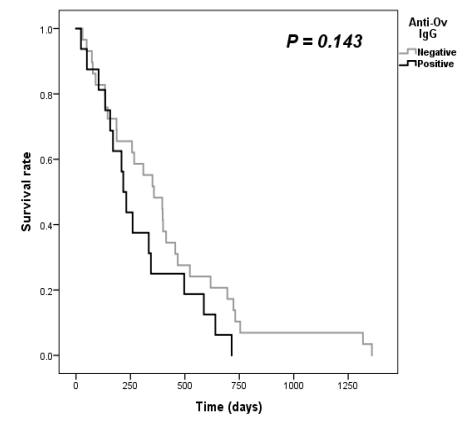


Figure 3 Overall survival curves of patients with CCA according to the specific IgG antibodies to crude Ov antigen results.

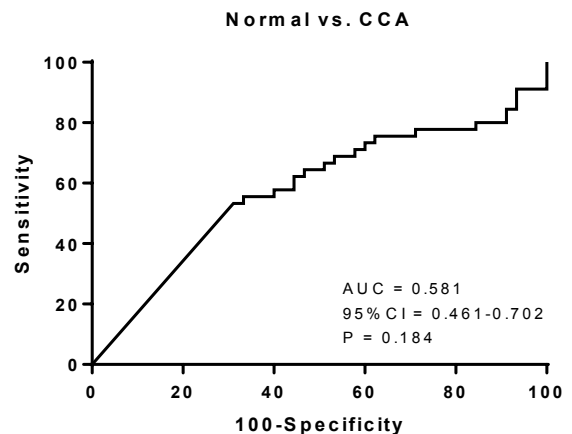


Figure 4 The receiver operator characteristic (ROC) curve to predict the performance of serum antibodies to crude Ov antigen in differentiate normal and CCA patients.

Table 3 Results of specific IgG antibodies to crude Ov antigens in sera of normal and CCA patients by assignment of arbitrary units (AUs)

Variables	No. of CCA patients	Antibodies to crude Ov antigen		p value
		Negative	Positive	
		n=29 (%)	n=16 (%)	
Age (Year)				
< 58.91	23	17 (58.6)	6 (37.5)	0.148
≥ 58.91	22	12 (41.4)	10 (62.5)	
Gender				
Male	29	20 (69)	9 (56.3)	0.297
Female	16	9 (31)	7 (43.7)	
Histological types				
Papillary	20	13 (44.8)	7 (43.7)	0.597
Non-Papillary	25	16 (55.2)	9 (56.3)	
Survival days				
< 368.22	27	15 (51.7)	12 (75)	0.113
≥ 368.22	18	14 (48.3)	4 (25)	
Recurrence				
Yes	18	11 (37.9)	7 (43.8)	0.472
No	27	18 (62.1)	9 (56.2)	
TNM stages				
I	2	1 (3.4)	1 (6.2)	0.036*
IIA, IIB	4	4 (13.8)	0 (0)	
III	14	12 (41.4)	2 (12.5)	
IV	25	12 (41.4)	13 (81.3)	
Metastasis				
Yes	27	16 (55.2)	11 (68.8)	0.286
No	18	13 (44.8)	5 (31.2)	
Lymph node metastasis				
Yes	24	14 (48.3)	10 (62.5)	0.274
No	21	15 (51.7)	6 (37.5)	
Distant metastasis				
Yes	7	4 (13.8)	3 (18.7)	0.484
No	38	25 (86.2)	13 (81.3)	

Table 4 Predictive values of serum antibodies to crude Ov antigen for the detection of CCA patients compared to normal individuals

Group comparisons	AUC (95% CI)	Cut-off (AUs)	Youden Index	Sensitivity (%)	Specificity (%)	p value	OR	p value
Normal vs. CCA	0.58 (0.46-0.70)	2.48	121.23	55.56	66.67	0.18	0.48	0.09

Discussion

This study shows that IgG antibody levels to crude Ov antigen may not predict the risk of CCA from normal ultrasonography because the sensitivity (55.6%) and specificity (66.7%) from ROC analysis are not sufficient to use this biomarker to predict CCA. In addition, the value of odd ratio (0.48) shows a rather low association to use this antibody in CCA diagnosis. Saichua et al.⁽¹⁵⁾ also showed that serum antibodies to Ov antigen do not have the potential to predict CCA because of their lower sensitivity (54%), specificity (50%), and odd ratio (1.16) which was similar to our results. They did not found a statistical association between serum IgG to Ov antigen and intensity of Ov infection (0 egg and 1-499 eggs count) which support this current study. Furthermore, Saichua et al.⁽¹⁵⁾ suggested that the levels of urine IgG to Ov antigen could serve as a biomarker to estimate the risk of CCA during Ov infection. We also first investigated the correlation of antibody to Ov antigen and clinicopathological parameters of CCA patients. Our results revealed that positive antibody to crude Ov antigen statistically correlated 81.3% ($P=0.036$) with cancer stage 4, which is a severe tumor stage. One possible interpretation of the close relationship reported between IgG levels and tumor stage is that the circulating

antibodies to Ov antigens may occur from Ov adults in chronic infection and maybe influence severity in progression of CCA in the form of an immune complex that might be involved in CCA genesis. Niu N et al.⁽¹⁶⁾ reported that IgG expression was associated with tumor differentiation, TNM stage, lymph node involvement and inflammatory infiltration in colorectal carcinoma. We also showed the trend that positive antibody to crude Ov antigen possibly associated with shorter survival rate of CCA patients. The mean overall survival times between negative and positive results of serum IgG to crude Ov antigen were 13.6 and 9.7 months, respectively.

Conclusion

This study found that antibody to crude Ov antigen in sera may not serve as biomarker to predict the risk of CCA patients from normal but it associated with severity of tumor stage in CCA patients. However, molecular mechanisms in this issue are needed to be proven.

Acknowledgements

The authors would be appreciating to Cholangiocarcinoma Research Institute (CARI), Khon Kaen University for supporting the grant to PK and AT and providing the specimens to study.

References

1. Sripa B, Bethony JM, Sithithaworn P, Kaewkes S, Mairiang E, Loukas A, et al. Opisthorchiasis and Opisthorchis-associated cholangiocarcinoma in Thailand and Laos. *Acta tropica*. 2011;120 Suppl 1: S158-68.
2. Sripa B, Kaewkes S, Sithithaworn P, Mairiang E, Laha T, Smout M, et al. Liver fluke induces cholangiocarcinoma. *PLoS medicine*. 2007; 4(7): e201.
3. Parkin DM, Ohshima H, Srivatanakul P, Vatanasapt V. Cholangiocarcinoma: epidemiology, mechanisms of carcinogenesis and prevention. *Cancer epidemiology, biomarkers & prevention: a publication of the American Association for Cancer Research, cosponsored by the American Society of Preventive Oncology*. 1993; 2(6): 537-44.
4. Sithithaworn P, Yongvanit P, Duengai K, Kiatsopit N, Pairojkul C. Roles of liver fluke infection as risk factor for cholangiocarcinoma. *Journal of hepato-biliary-pancreatic sciences*. 2014; 21(5): 301-8.
5. Blehacz B, Gores GJ. Cholangiocarcinoma: advances in pathogenesis, diagnosis, and treatment. *Hepatology*. 2008; 48(1): 308-21.
6. Chaicumpa W, Ruangunaporn Y, Kalambaheti T, Limavongpranee S, Kitikoon V, Khusmith S, et al. Specific monoclonal antibodies to *Opisthorchis viverrini*. *International journal for parasitology*. 1991; 21(8): 969-74.
7. Elkins DB, Sithithaworn P, Haswell-Elkins M, Kaewkes S, Awacharagan P, Wongratanacheewin S. *Opisthorchis viverrini*: relationships between egg counts, worms recovered and antibody levels within an endemic community in northeast Thailand. *Parasitology*. 1991; 102 Pt 2: 283-8.
8. Kaewkes S, Elkins DB, Sithithaworn P, Haswell-Elkins MR. Comparative studies on the morphology of the eggs of *Opisthorchis viverrini* and *lecithodendriid* trematodes. *The Southeast Asian journal of tropical medicine and public health*. 1991; 22(4): 623-30.
9. Wongratanacheewin S, Sermswan RW, Sirisinha S. Immunology and molecular biology of *Opisthorchis viverrini* infection. *Acta tropica*. 2003; 88(3): 195-207.
10. Jamornthanyawat N. The diagnosis of human opisthorchiasis. *The Southeast Asian journal of tropical medicine and public health*. 2002; 33 Suppl 3: 86-91.
11. Poopyruchpong N, Viyanant V, Upatham ES, Srivatanakul P. Diagnosis of opisthorchiasis by enzyme-linked immunosorbent assay using partially purified antigens. *Asian Pacific journal of allergy and immunology*. 1990; 8(1): 27-31.
12. Wongsaroj T, Sakolvaree Y, Chaicumpa W, Maleewong W, Kitikoon V, Tapchaisri P, et al. Affinity purified oval antigen for diagnosis of *Opisthorchis viverrini*. *Asian Pacific journal of allergy and immunology*. 2001; 19(4): 245-58.
13. Elkins DB, Haswell-Elkins MR, Mairiang E, Mairiang P, Sithithaworn P, Kaewkes S, et al. A high frequency of hepatobiliary disease and suspected cholangiocarcinoma associated with heavy *Opisthorchis viverrini* infection in a small community in north-east Thailand. *Transactions of the Royal Society of Tropical Medicine and Hygiene*. 1990; 84(5): 715-9.
14. Jariwala AR, Oliveira LM, Diemert DJ, Keegan B, Plieskatt JL, Periago MV, et al. Potency testing for the experimental Na-GST-1 hookworm vaccine. *Expert review of vaccines*. 2010; 9(10): 1219-30.

15. Saichua P, Sithithaworn P, Jariwala AR, Diemert DJ, Sithithaworn J, Sripa B, et al. Microproteinuria during *Opisthorchis viverrini* infection: a biomarker for advanced renal and hepatobiliary pathologies from chronic opisthorchiasis. PLoS neglected tropical diseases. 2013; 7(5): e2228.
16. Niu N, Zhang J, Huang T, Sun Y, Chen Z, Yi W, et al. IgG expression in human colorectal cancer and its relationship to cancer cell behaviors. PloS one. 2012; 7(11): e47362.

ผลทันทีของการหดเกร็งกล้ามเนื้อหน้าขาต่อระดับความอึดตัวของออกซิเจน ในกล้ามเนื้อและขนาดของแรงบิดกล้ามเนื้อ

วีระพงษ์ สุจริต¹, วิชัย อิงพินิจพงศ์^{2*}, อุไรวรรณ ชีवालย์³

Received: July 7, 2018

Revised: August 14, 2018

Accepted: August 17, 2018

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์: เพื่อศึกษาการเปลี่ยนแปลงระดับความอึดตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อหน้าขาในแต่ละช่วงของการหดตัว และศึกษาขนาดความสัมพันธ์ระหว่างระดับความอึดตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อกับขนาดแรงบิดตัวของกล้ามเนื้อต้นขา **วิธีการศึกษา:** รูปแบบการศึกษาแบบ Before-After study ในอาสาสมัครสุขภาพดีเพศชายอายุระหว่าง 18-35 ปี จำนวน 26 คน อาสาสมัครทั้งหมดออกแรงสูงสุดเพื่อหดเกร็งกล้ามเนื้อต้นขาค้างไว้ 10 วินาที พัก 5 วินาที จนถึงจุดที่กล้ามเนื้อล้า ผู้วิจัยบันทึกระดับความอึดตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อ Vastus lateralis แบบต่อเนื่องโดยเครื่อง MOXY และบันทึกขนาดแรงบิดของกล้ามเนื้อโดยเครื่อง Fix Electronic Scale **ผลการศึกษา:** อาสาสมัครสุขภาพดีอายุเฉลี่ย 22.62 ± 2.43 ปี ระดับความอึดตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อในช่วงพักเฉลี่ย $\text{SmO}_{2\text{rest}} 74.84 \pm 10.88$, ระดับความอึดตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อในช่วงหดเกร็งกล้ามเนื้อสูงสุดของต้นขาเฉลี่ย $\text{SmO}_{2\text{highest}} 22.88 \pm 14.35$ และขนาดแรงบิดกล้ามเนื้อหน้าขาสูงสุดเฉลี่ย 110.61 ± 28.24 Nm. ผลการศึกษาพบว่าระดับความอึดตัวของออกซิเจนในช่วง $\text{SmO}_{2\text{highest}}$ ลดลงถึง -51.96% มีค่าตั้งแต่ $(45.88\% - 58.04\%)$ เมื่อเทียบกับระดับความอึดตัวของออกซิเจนในช่วง $\text{SmO}_{2\text{rest}}$ อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p < 0.01$) ยิ่งไปกว่านั้น ยังพบขนาดความสัมพันธ์เชิงลบระหว่างระดับความอึดตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อช่วง $\text{SmO}_{2\text{highest}}$ กับขนาดแรงบิดของกล้ามเนื้อต้นขา คือ ($r = -0.41, p < 0.01$) ในขณะที่ในช่วงกล้ามเนื้อล้าไม่พบความสัมพันธ์ **สรุป:** การหดเกร็งกล้ามเนื้อสูงสุด ส่งผลให้ระดับความอึดตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อลดลงทันที และเมื่อขนาดของแรงบิดกล้ามเนื้อลดลง ระดับความอึดตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น จึงอาจสามารถสรุปได้ว่าแรงบิดของกล้ามเนื้อมีทิศทางตรงข้ามกับระดับความอึดตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อเฉพาะช่วงขนาดของแรงบิดกล้ามเนื้อสูงสุด จากภาวะอุดกั้นการไหลเวียนของหลอดเลือดฝอย

คำสำคัญ: การหดเกร็งกล้ามเนื้อ, ระดับความอึดตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อ, ขนาดของแรงบิดกล้ามเนื้อ

¹ศูนย์วิจัยปวดหลัง ปวดคอ ปวดข้ออื่นๆ และสมรรถนะของมนุษย์ (BNOJP) มหาวิทยาลัยขอนแก่น อ.เมือง จ.ขอนแก่น

^{2,3}สายวิชากายภาพบำบัด คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น อ.เมือง จ.ขอนแก่น

*ผู้รับผิดชอบบทความ รศ.ดร.วิชัย อิงพินิจพงศ์ Email: wiceun@yahoo.com



Immediate effects of isometric muscle contraction on muscle oxygenation and muscle torque

Wirapong Sucharit¹, Wichai Eungpinichpong^{2*}, Uraiwan Chatchawan³

ABSTRACT

This research aims to investigate the change of muscle oxygenation level of quadriceps muscle in each period of contraction including the correlation between the muscle oxygenation level and quadriceps muscle torque. A before-after study design was applied to 26 voluntary healthy males who were between 18-35 years of age. All of them performed series of 10s of sustained contraction and 5s rest until they reached peripheral fatigue point. Vastus lateralis muscle oxygenation levels were continuously recorded through MOXY while muscle torque was recorded through Fix Electronic Scale. The average age of voluntary healthy males was 22.62 ± 2.43 years. Average muscle oxygenation level during resting period (SmO_2 rest) was 74.84 ± 10.88 . Average muscle oxygenation level during highest muscle torque period (SmO_2 highest) was 22.88 ± 14.35 . In addition, muscle oxygenation level during SmO_2 highest period decreased -51.96% (value between 45.88% and 58.04%) compared to muscle oxygenation level during SmO_2 rest, that statistical significance ($p < 0.01$). Moreover, a negative correlation between muscle oxygenation level during SmO_2 highest and quadriceps muscle torque was found ($r = -0.41$, $p < 0.01$). In conclusion, highest muscle torque has an effect on immediate decrease of muscle oxygenation level. When muscle torque decreases, muscle oxygenation level tends to be higher. Therefore, negative correlation between muscle torque and muscle oxygenation level is caused by peripheral vascular occlusion.

Keyword: Isometric muscle contraction, Muscle oxygenation, Muscle torque

¹Back, Neck and Other Joint Pain Research Center (BNOJP), Khon Kaen, Thailand

^{2,3} Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University, Thailand

*Corresponding author: (email: wiceun@yahoo.com)

บทนำ

การทำงานในสภาวะปัจจุบันเต็มไปด้วยสภาพการแข่งขันที่สูง ซึ่งจะสามารถก่อให้เกิดโรคหรือกลุ่มอาการจากการทำงานได้ เช่น โรคเบาหวาน ความดันโลหิตสูง ปวดกล้ามเนื้อและผิวดึง และอื่นๆ ซึ่งโรคหรือกลุ่มอาการต่างๆ เหล่านี้ จะส่งผลเสียให้บุคคลดังกล่าวทำงานได้ลดลง กระทั่งกับปัญหาเศรษฐกิจและสุขภาพในระยะยาวจนอาจเป็นสาเหตุของการเสียชีวิตและทุพพลภาพตามมาได้ ผู้ป่วยเหล่านี้จะเลือกรับการรักษาที่หลากหลาย เช่น พบแพทย์ ทานยา นวดแผนไทย หรืออื่นๆ การออกกำลังกายที่เหมาะสมยังถือเป็นหนึ่งวิธีที่นิยมเพื่อป้องกันโรคที่เกิดจากการทำงาน หรือแม้กระทั่งเป็นวิธีการรักษาอาการเจ็บปวดจากการทำงานรวมทั้งการฟื้นฟูภายหลังการผ่าตัด⁽¹⁻²⁾

การออกกำลังกายเป็นการเคลื่อนไหวร่างกายซ้ำๆ อย่างมีแบบแผนเพื่อพัฒนาหรือคงไว้ซึ่งสมรรถภาพทางกาย ซึ่งรูปแบบการหดตัวของกล้ามเนื้อของการออกกำลังกายแต่ละแบบ สามารถแบ่งได้ 3 กลุ่ม คือการหดตัวที่ความตึงตัวของกล้ามเนื้อคงที่ (Isotonic muscle contractions), การหดตัวที่ความยาวของกล้ามเนื้อคงที่ (Isometric muscle contractions), และการหดตัวที่ความเร็วของกล้ามเนื้อคงที่ (Isokinetic muscle contractions)⁽³⁾ ยิ่งไปกว่านั้นการให้โปรแกรมการออกกำลังกายของนักกายภาพบำบัดควรจะต้องคำนึงถึงรูปแบบการหดตัวของกล้ามเนื้อเพื่อความสะดวกของโรคหรือสาเหตุของอาการบาดเจ็บ เพื่อยับยั้งผลแทรกซ้อนของการออกกำลังกาย เป็นที่น่าสนใจว่าการตอบสนองของ Isometric muscle contractions ต่อการล้าของกล้ามเนื้อ⁽⁴⁻⁶⁾ โดยการศึกษาของ Crenshaw et al.⁽⁵⁾ พบว่า Isometric muscle contractions ส่งผลต่อการเพิ่ม Intramuscular pressure (IMP) ตั้งแต่ช่วง 25% ถึง 70% ของ MVC อีกทั้งยังพบความสัมพันธ์เชิงลบระหว่าง IMP และ mean frequency of the power spectrum (f_{mean}) สำหรับการวัดการล้าของกล้ามเนื้อด้วย EMG ด้วยค่า r เท่ากับ -0.951 ($p < 0.05$) ยิ่งไปกว่านั้นยังพบว่ามีความแตกต่างของค่า IMP ในช่วงภายหลังการหดตัวของกล้ามเนื้ออย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p < 0.01$) กล่าวคือค่า IMP ของกลุ่มกล้ามเนื้อหดตัวด้วยแรง 25% ของ MVC

สูงกว่า กลุ่ม 70% ของ MVC เนื่องจากกลุ่ม 25% ของ MVC มีการสะสมของ Extravascular fluid ภายในช่องว่างของเซลล์กล้ามเนื้อ ในขณะที่กลุ่ม 70% ของ MVC อาจจะมีการกดทับของ local blood vessels ส่งผลให้เกิดภาวะ post occlusive reactive hyperemia (PORH) ซึ่งทำให้เกิด over blood flow ในภายหลัง ดังนั้นการคั่งค้างของ Extravascular fluid จึงอาจจะน้อยกว่าแต่ในทางตรงกันข้ามระยะเวลาที่กระตุ้นให้เกิดการล้าของกล้ามเนื้อ กลุ่ม 70% ของ MVC (43 ± 9 วินาที) สั้นกว่ากลุ่ม 25% ของ MVC (175 ± 91 วินาที) ($p < 0.01$)⁽⁵⁾ อาจจะมีสาเหตุมาจากกลุ่มที่มีการหดตัวแรงกว่าอาจเกิดการอุดกั้นของ capillary⁽⁷⁾ ส่งผลให้เซลล์กล้ามเนื้อในช่วงอุดกั้น จึงหันไปใช้พลังงานจากกระบวนการ Anaerobic Respiration เช่น Phosphocreatine และ Glycolysis ทำให้เกิดการคั่งของ Inorganic Phosphate (P_i) และ Hydrogen Ion (H^+) โมเลกุลเหล่านี้จะเข้าไปรบกวนการจับของ Ca^{2+} ในกระบวนการหดตัวของกล้ามเนื้อ และส่งผลต่อภาวะ acidosis ของเซลล์กล้ามเนื้อจนเกิดภาวะกล้ามเนื้อล้าได้ง่ายกว่าการหดตัวแบบอื่น⁽⁸⁻¹¹⁾ ด้วยเหตุนี้คณะผู้วิจัยจึงมุ่งเน้นศึกษาการเปลี่ยนแปลงทางสรีรวิทยาในระบบกล้ามเนื้อ คือการเปลี่ยนแปลงของระดับความอิ่มตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อในแต่ละช่วงว่ามีการเปลี่ยนแปลงอย่างไร อีกทั้งยังจะศึกษาขนาดความสัมพันธ์ระหว่างขนาดแรงบิดของกล้ามเนื้อต้นขากับระดับความอิ่มตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อ

วิธีการศึกษา

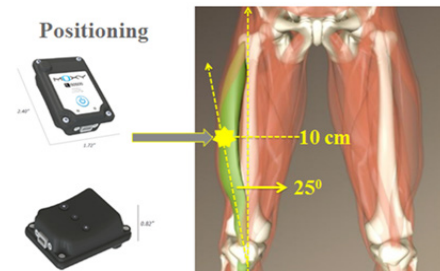
การศึกษานี้เป็นการศึกษาในอาสาสมัครเพศชายที่มีสุขภาพดี อายุระหว่าง 18 - 35 ปี รวมทั้งหมดจำนวน 26 คน โดยอาสาสมัครไม่มีความผิดปกติของระบบหายใจและการไหลเวียนเลือด ระบบกระดูกและกล้ามเนื้อ ซึ่งมีการยืนยันโดยแพทย์อายุรศาสตร์ ก่อนการทดลอง อาสาสมัครถูกวัดขนาดความหนาของชั้นไขมัน (Adipose tissue) ถ้ามักกว่า 6.7 มิลลิเมตร ถือเป็นเกณฑ์คัดออก โดยภายใน 30 นาที ก่อนการทดลอง ห้ามทำกิจกรรมดังต่อไปนี้ เช่น รับประทานอาหาร ต้มกาแฟ หรือเครื่องดื่มที่มีคาเฟอีน ต้มแอลกอฮอล์ ออกกำลังกายอย่างหนัก⁽¹²⁾ จากนั้น

อาสาสมัครซ้อมเตะขาในท่านอนหงายบน Quadriceps broad และนอนพักเป็นเวลา 5 นาที จึงออกแรงเตะขาสูงสุดแบบ Maximal Voluntary Isometric Muscle Contraction (MVIC) ด้วยเวลา 10 วินาทีสำหรับเกร็งค้าง 5 วินาทีสำหรับพัก ผู้วิจัยจะเลือกค่าที่มากสุดใน 3 ครั้งแรกเป็นค่าแรงบิดกล้ามเนื้อสูงสุด⁽¹³⁾ จากนั้นอาสาสมัครจะออกแรงเตะขาไปเรื่อยๆ จนถึงช่วง จุดที่กล้ามเนื้อล้า โดยอ่านค่าจากเครื่อง Fix Electronic Scale (รุ่น Atom Weiheng Portable บริษัท Cloudtail India ประเทศอินเดีย)⁽¹⁴⁾ ซึ่งสังเกตจากเครื่องดังกล่าวที่ถูกผูกติดกับเตียงและข้อเท้า อีกทั้งอาสาสมัครถูกบันทึกค่าความอึดตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อ Vastus lateralis ด้วยเครื่อง MOXY (รุ่น MOXY-1 sensor bundle บริษัท Fortiori Design LLC ประเทศอังกฤษ) แบบต่อเนื่องและไม่ล้าวงล้อเข้าสู่ร่างกาย การศึกษานี้ได้ผ่านการรับรองจากคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยในมนุษย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น

ตัวแปรที่ใช้ในการศึกษานี้ประกอบด้วย ระดับความอึดตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อและขนาดของแรงบิดกล้ามเนื้อ

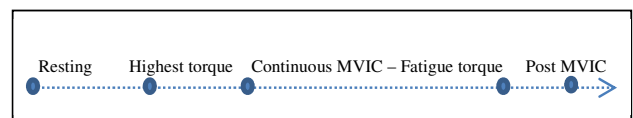
1. ระดับความอึดตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อ คือเปอร์เซ็นต์ของปริมาณออกซิเจนที่จับอยู่กับ Hemoglobin และ Myoglobin โดยปริมาณออกซิเจนในกล้ามเนื้อมีความสำคัญเนื่องจากเป็นตัวหลักในการเผาผลาญในกระบวนการ Oxidative Phosphorylation ในกระบวนการหายใจแบบ Aerobic respiration โดยมีหน้าที่รับ H^+ เพื่อเปลี่ยนเป็น น้ำ (H_2O) และ คาร์บอนไดออกไซด์ (CO_2) อีกทั้งยังให้พลังงานมากกว่ากระบวนการหายใจแบบ Anaerobic respiration ระดับความอึดตัวของออกซิเจนถูกวัดโดยเครื่อง MOXY ที่มีช่วงความยาวของคลื่น Near-Infrared Light ที่ 760-800 nm ซึ่งเครื่องดังกล่าวถือว่าเป็นเทคนิคที่ไม่รุกรานเข้าสู่ร่างกาย และสามารถวัดระดับความอึดตัวของออกซิเจนได้แบบต่อเนื่องหลักการทำงานถูกอธิบายด้วยกฎของ Beer-Lambert เครื่องมือดังกล่าวมีค่าความตรง 0.92 เมื่อเทียบกับ Direct Measurement ของ Venous Oxygen Saturation และค่าความน่าเชื่อถือ ($r = 0.77-0.99$, $p \leq 0.01$) ปัจจุบันถูกยอมรับว่าเป็น

Gold Standard Technique⁽¹⁵⁻¹⁷⁾ สำหรับการวัดระดับความอึดตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อเครื่องดังกล่าวจะถูกวางไว้ที่ แนวของกล้ามเนื้อ Vastus Lateralis โดยวัดจากกึ่งกลางของกระดูก Base of Patellar ยาวขึ้นไปตามแนวของต้นขา 10 เซนติเมตร และเฉียงออก 25 องศา (mid line of Rt. thigh)⁽¹⁸⁾ จากนั้นพันด้วย Co-band เพื่อป้องกันการขยับของเครื่องมือ **รูปที่ 1**



รูปที่ 1 ตำแหน่งของการติดเครื่อง MOXY

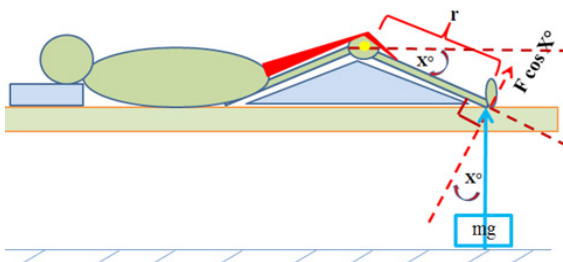
การวัดระดับความอึดตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อประกอบด้วยช่วงต่างๆ ดังนี้ ระยะพักเป็นเวลา 5 นาที, ช่วงหดเกร็งกล้ามเนื้อต้นขาสูงสุด, ช่วงกล้ามเนื้อต้นขามีภาวะล้า และช่วงภายหลังจากการเตะขา (**รูปที่ 2**)



รูปที่ 2 ช่วงเวลาที่ทำกรวัดระดับความอึดตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อ

2. ขนาดของแรงบิดกล้ามเนื้อ (Muscle Torque) เป็นการวัดแรงของการบิดกล้ามเนื้อ quadriceps ออกมาเป็นปริมาณที่มีหน่วยเป็น นิวตัน.เมตร (Nm) ซึ่งสามารถคำนวณได้จาก แรงคูณระยะทางที่ตั้งฉากกับจุดหมุน (สมการที่ 1 และ 2)⁽¹⁹⁾ โดยขนาดของแรงถูกวัดด้วยเครื่อง Fix Portable Electronic Scale ซึ่งเครื่องดังกล่าวมีความน่าเชื่อถือด้วยค่า ($r = 0.91$) วิธีการวัดคือ ขาขวาจะวางบน Quadriceps Board งอข้อเข่า X° องศา ข้อเท้าถูกรัดนิ่งและเชื่อมต่อกับเครื่อง Fix Portable Electronic Scale มือสองข้างไขว้กันที่ข้อศอก จากนั้นอาสาสมัครจะออกแรงหดเกร็งขาเต็มที่ ผู้วิจัยสังเกตหน้าจอของเครื่องดังกล่าวซึ่งมีหน่วยเป็น กิโลกรัม⁽¹⁴⁾

การวัดขนาดแรงบิดของกล้ามเนื้อประกอบไปด้วย 2 ช่วงคือ Highest Torque และ Fatigue Torque ซึ่งจะมีรายละเอียดดังนี้ Highest Torque; อาสาสมัครออกแรงเตะขาสูงสุด 3 ครั้ง (10 วินาที สำหรับหดเกร็งค้าง และ 5 วินาที สำหรับพัก) เลือกค่าที่มากที่สุด 1 ค่า ในขณะที่ Fatigue Torque; อาสาสมัครออกแรงเตะขาสูงสุด 10 วินาที สำหรับหดเกร็งค้าง และ 5 วินาที สำหรับพัก ไปเรื่อยๆ จนแรงในการหดตัวใน 10 ครั้ง สุดท้ายติดต่อกันลดลง โดยมีค่าน้อยกว่าหรือเท่ากับ 60% of Highest Torque (ใช้เวลา 5-15 นาที)⁽¹³⁾



รูปที่ 3 การจัดทำทางข้อเข้าเพื่อวัดขนาดแรงบิดการคำนวณขนาดแรงบิดของกล้ามเนื้อหน้าขาจากหน่วย kg. เพื่อเปลี่ยนเป็น Nm. เป็นไปดังสมการต่อไปนี้

$$F = ma \quad (1)$$

$$F = (kg) (9.8m/s^2)$$

$$M = F \times r \quad (2)$$

$$M = F \cos X^\circ (r)$$

F=แรง (นิวตัน), m=มวล (กิโลกรัม), M=ขนาดของแรงบิด (นิวตัน.เมตร) และ r= ระยะทางที่วัดจากกับจุดหมุน (เมตร)

การวิเคราะห์ข้อมูลทางสถิติ

ข้อมูลพื้นฐานอาสาสมัครถูกแสดง แบบค่าเฉลี่ย $\pm$ ค่าการกระจายตัวของข้อมูล (mean $\pm$ SD) ทุกตัวแปร ถูกวัดการกระจายข้อมูลแบบปกติด้วย Shapiro-Wilk test การเปรียบเทียบภายในกลุ่มของแต่ละตัวแปรด้วย Repeated Measures ANOVA และแต่ละช่วงด้วย Least Significant Difference (LSD) การวิเคราะห์ข้อมูลทั้งหมด โดยใช้โปรแกรม SPSS (IBM SPSS, version 23.0) ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ $p < 0.05$.

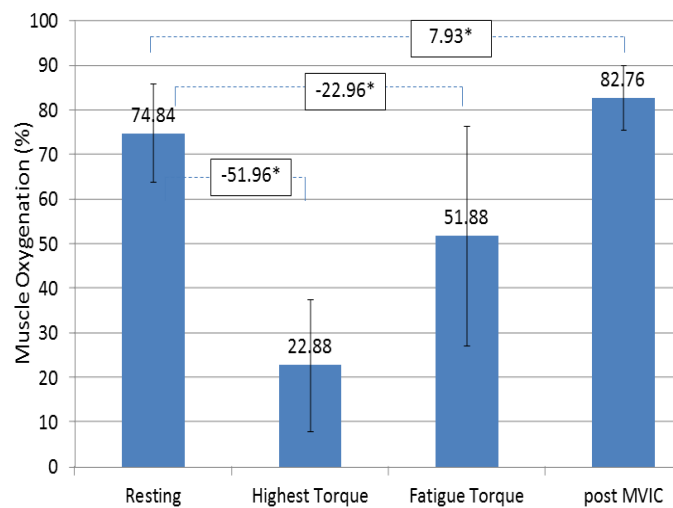
ผลการศึกษา

อาสาสมัครเพศชายสุขภาพดี ออกกำลังกายเป็นประจำ ซึ่งผ่านการคัดกรองโดยแพทย์อายุรศาสตร์ มีอายุเฉลี่ย 22.62 ± 2.43 ปี ตามตารางที่ 1

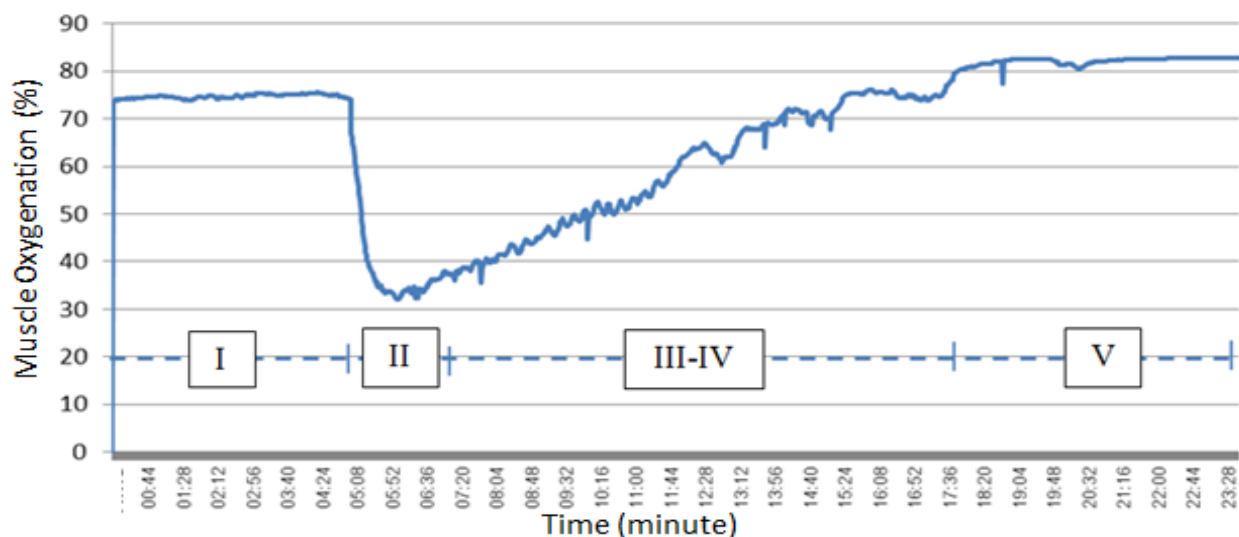
ตารางที่ 1 คุณลักษณะของอาสาสมัคร

Subject Characteristics	Mean $\pm$ SD
Age (years)	22.62 ± 2.43
Weight (kg)	68.80 ± 6.90
High (cm)	173.20 ± 6.60
BMI (kg/m ²)	22.90 ± 2.00
Adipose tissue thickness (mm)	3.90 ± 1.20

ผลการศึกษาพบว่าค่าเฉลี่ยของความอึดตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อในแต่ละช่วงมีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p < 0.01$) และเมื่อเปรียบเทียบในแต่ละช่วง คือช่วง Resting เท่ากับ 74.84 ± 10.88 เมื่อเปรียบเทียบกับช่วง Highest muscle torque มีค่าเท่ากับ 22.88 ± 14.35 มีระดับความอึดตัวของออกซิเจนลดลงถึง 51.96% มีค่าตั้งแต่ 45.88 - 58.04% อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p < 0.01$) อย่างไรก็ตามค่าเฉลี่ยของความอึดตัวของออกซิเจนในช่วง Fatigue muscle torque เท่ากับ 51.88 ± 24.54 ซึ่งเมื่อเปรียบเทียบกับช่วง Highest muscle torque เพิ่มขึ้นที่ 29.00% มีค่าตั้งแต่ 21.51-36.49% อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p < 0.01$) อย่างไรก็ตามช่วง Post MVIC มีค่าเท่ากับ 82.77 ± 7.10 เมื่อเทียบกับช่วง resting ซึ่งมีค่าสูงกว่าที่ 7.93% (range 4.88-10.97%) อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p < 0.01$) ดังแสดงในรูปที่ 4 และ 5



รูปที่ 4 กราฟเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยและส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของระดับ Muscle Oxygenation ในกล้ามเนื้อ Vastus lateralis Muscle ระหว่างก่อน (Resting) และช่วง MVIC (Highest Torque, Fatigue Torque และ Post MVIC), แตกต่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p < 0.01$)



รูปที่ 5 กราฟค่าเฉลี่ยต่อเนื่องของ Muscle oxygenation ในอาสาสมัครทั้งหมด 26 คน ซึ่งประกอบไปด้วย 5 ช่วงคือ (I; Resting, II; Highest muscle torque, III; Continuous MVIC, IV; Fatigue muscle torque and V; Post MVIC)

ตารางที่ 2 ค่าความสัมพันธ์ระหว่าง Muscle Torque และ Muscle Oxygenation

Variable	Pearson Correlation	Covariance	p
Highest Torque and MO_2 in highest torque	-0.41	797.32	0.04*
Fatigue Torque and MO_2 in Fatigue torque	-0.32	147.94	0.12

* แตกต่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p < 0.05$)

ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างแรงบิดของกล้ามเนื้อสูงสุดและความอิ่มตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อช่วง Highest muscle torque มีความสัมพันธ์ในเชิงลบที่ -0.41 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p < 0.01$) อย่างไรก็ตามไม่พบความสัมพันธ์ระหว่างแรงบิดกล้ามเนื้อช่วง Fatigue muscle torque และความอิ่มตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อของช่วงดังกล่าว

สรุปและวิจารณ์ผลการศึกษา

การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาการเปลี่ยนแปลงระดับความอิ่มตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อและขนาดความสัมพันธ์ระหว่างขนาดแรงบิดของกล้ามเนื้อและระดับความอิ่มตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อ ในอาสาสมัครเพศชายสุขภาพดี จำนวน 26 คน

ผลการศึกษาพบว่าระดับความอิ่มตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อลดลงทันทีถึง 51.96% ในช่วงแรงบิดของกล้ามเนื้อสูงสุด ซึ่งสามารถอธิบายได้จากการศึกษาของ Crenshaw et al.⁽⁵⁾ เมื่อแรงบิดของกล้ามเนื้อเพิ่มขึ้นส่งผลให้เกิดความดันภายในกล้ามเนื้อเพิ่มขึ้นและเกิดการอุดตันของหลอดเลือดฝอยภายในกล้ามเนื้อ ดังนั้นระดับความอิ่มตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อที่วัดด้วยเครื่อง MOXY จึงลดลงทันที และยิ่งไปกว่านั้นผลการศึกษาทั้งสองสอดคล้องกับช่วงแรงบิดของกล้ามเนื้อล้าหรือ Fatigue muscle torque พบว่าระดับความอิ่มตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อ

เพิ่มขึ้นในช่วงดังกล่าว เนื่องจากแรงบิดของกล้ามเนื้อลดลงและภายหลังจากการหดเกร็งกล้ามเนื้อช่วง post MVIC มีระดับความอิ่มตัวของออกซิเจนเพิ่มขึ้นเมื่อเทียบกับช่วงพัก⁽⁷⁾ สามารถอธิบายได้ว่า ในช่วง MVIC มีการอุดตันการไหลเวียนของเลือดฝอย ทำให้ความดันย่อยของออกซิเจนในผนังหลอดเลือดลดลง Aterial oxygen content (CaO_2) มีผลไปกระตุ้นผนังหลอดเลือดชั้นใน (Endothelium cells) เพื่อหลั่ง Vasodilators Substance (prostaglandin, substance p, and NO) อีกทั้งหลอดเลือดยังมีปรากฏการณ์ post occlusive reactive hyperaemia⁽²⁰⁾ ในช่วง post MVIC ส่งผลให้เกิดการขยายตัวของหลอดเลือดทันทีในช่วง post MVIC ระดับความอิ่มตัวของออกซิเจนช่วงดังกล่าวสูงขึ้น

ขนาดความสัมพันธ์ระหว่างแรงบิดของกล้ามเนื้อสูงสุดและระดับความอิ่มตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อมีความสัมพันธ์เชิงลบ เท่ากับ -0.41 ซึ่งอธิบายได้ว่าช่วงแรงบิดของกล้ามเนื้อสูงสุดทำให้ค่า IMP สูงขึ้นและเกิดการอุดตันของการไหลเวียนเลือดฝอยระดับความอิ่มตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อจึงลดลงทันที อย่างไรก็ตามผลการศึกษานี้แตกต่างจากการศึกษาของ Murthy et al.⁽¹¹⁾ ซึ่งพบว่าระดับความอิ่มตัวของออกซิเจนและแรงหดตัวของกล้ามเนื้อแบบ Twitch force มีความสัมพันธ์เชิงบวกถึง 0.78 ความสัมพันธ์ที่แตกต่างนี้เกิดจากวิธีการวัดขนาดแรงหดตัวของกล้ามเนื้อ โดยการศึกษาของ Murthy วัดด้วย Electrical stimulation (ES) ซึ่งไม่ทำให้เกิดการอุดตันของหลอดเลือด ระดับความอิ่มตัวของออกซิเจนในกล้ามเนื้อและแรงการหดตัวจึงไปในทิศทางเดียวกัน⁽¹¹⁾ แต่ไม่พบความสัมพันธ์ระหว่างแรงบิดของกล้ามเนื้อในช่วงล้า (fatigue muscle torque) และระดับความอิ่มตัวของออกซิเจน อาจเป็นไปได้ว่าระยะดังกล่าวมีปัจจัยอื่นมาเกี่ยวข้อง เช่น ผลมาจากความแตกต่างของการอุดตันหลอดเลือดฝอยซึ่งเกิดจากจากระยะเวลาที่กระตุ้นให้เกิดกล้ามเนื้อล้าแตกต่างกัน โดยอาสาสมัครที่มีช่วงเวลากะตุ้นให้เกิดการล้าของกล้ามเนื้อนานกว่า อาจจะมีการสะสมของ vasodilator substance ได้มากกว่า และส่งผลต่อ local vascular control จึงเกิดความแตกต่างของการขยายตัวของผนังหลอดเลือดฝอย⁽²⁰⁾ อย่างไรก็ตามประเด็นดังกล่าวควรมีการศึกษาต่อไป

อย่างไรก็ตาม ข้อจำกัดของงานวิจัยนี้อาจมีความคลาดเคลื่อนมาจากเครื่องมือวัดค่าแรงบิดตัวสูงสุดของกล้ามเนื้อซึ่งไม่ใช่อุปกรณ์มาตรฐาน แต่อย่างไรก็ตามทางผู้วิจัยได้พยายามควบคุมข้อจำกัดนี้โดยใช้ทำการวัดจากงานวิจัยก่อนหน้า⁽¹⁴⁾ ซึ่งมีค่าความตรงเมื่อเทียบกับเครื่องมือมาตรฐานค่า R^2 เท่ากับ 0.65 และก่อนการทดลองผู้วิจัยได้ทดสอบความน่าเชื่อถือของเครื่องมือค่า ICC เท่ากับ 0.91

กิตติกรรมประกาศ

การศึกษานี้ต้องขอขอบพระคุณอาสาสมัครที่เข้าร่วมโครงการวิจัยทุกท่านรวมถึงคณะผู้ช่วยวิจัย อีกทั้งงบประมาณสนับสนุนการวิจัยจาก ศูนย์วิจัยและฝึกอบรมเพื่อส่งเสริมคุณภาพชีวิตคนวัยแรงงาน (ศสค) คณะพยาบาลศาสตร์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น

เอกสารอ้างอิง

- Buttagat V, Eungpinichpong W, Chatchawan U, Arayawichanon P. Therapeutic effects of traditional Thai massage on pain, muscle tension and anxiety in patients with scapulothoracic syndrome: a randomized single-blinded pilot study. *J Bodyw Mov Ther* 2012; 16(1): 57-63.
- Chatchawan U. Traditional Thai massage for Myofascial Pain Syndrome. *khonkaen: khonkaen phatana*; 104-105; 2017
- Morehouse, Laurence E. *Physiology of exercise*. 6th ed. St. Louis : Mosby; 19-71; 2003
- Shang Y, Gurley k, Symons B, Long D, Srikuea R, Crofford L, Peterson C, Yu G. Noninvasive optical characterization of muscle blood flow, oxygenation, and metabolism in women with fibromyalgia. *RA & Therapy* 2012; 14: 236.
- Crenshaw A.G., Karlsson S., Gerdle B., Friden J. Differential responses in intramuscular pressure and EMG fatigue in indicators during low- vs. high-level isometric contraction to fatigue. *Acta physiol Scand* 1997; 160: 353-361
- Takarada Y, Takazawa H, and Ishii N. Applications of vascular occlusion diminish disuse atrophy of knee extensor muscles. *Med Sci Sports Exerc* 2000; 32(12): 20-35.
- Kragelj R, Jarm T, Erjavec T, Presern-Strukelj M, Miklavcic D. Parameters of postocclusive reactive hyperemia measured by near infrared spectroscopy in patients with peripheral vascular disease and in healthy volunteers. *Ann Biomed Eng*. 2001 Apr; 29(4): 311-20.
- Widmaier EP, Raff H, and Strang TK. *Vander's Human Physiology*. 3rd ed. New York: McGraw-Hill; 2011
- Kritpet, T. *Physiology of exercise*. Bangkok : Tiranasar; 2011
- Hepple RT, Hagen JL, Krause DJ. Oxidative capacity interacts with oxygen delivery to determine maximal O_2 uptake in rat skeletal muscles in situ. *J Physiology* 2002; 541(Pt 3): 1003-1012.
- Murthy G, Alan R. Hargens, Steve Lehman, David M. Rempel. Ischemia causes muscle fatigue. *J Orthopaedic* 2001; 19: 436-440.
- Queensl and Health lymphoedema clinical practice guideline (AU). The use of compression in the management of adults with lymphoedema. Queensland: Queensland Health; 2014.
- Yeung, S.S., Ting, K.H., Hon, M., Fung, N.Y., Choi, M.M., Cheng, J.C., Yeung, E.W. Effects of cold water immersion on muscle oxygenation during repeated bouts of fatiguing exercise: a randomized controlled study. *Medicine (Baltimore)* 2016; 95.
- Kim, W.K., Kim, D.-K., Seo, K.M., Kang, S.H. Reliability and validity of isometric knee extensor strength test with hand-held dynamometer depending on its fixation: a pilot study. *Ann. Rehabil. Med.* 2014; 38:84.

15. Hamaoka, T. Muscle oxygenation monitoring using near-infrared spectroscopy. *J. Phys. Fit. Sports Med.* 2013; (2): 203–207.
16. Jones, S., Chiesa, S.T., Chaturvedi, N., Hughes, A.D., 2016. Recent developments in near-infrared spectroscopy (NIRS) for the assessment of local skeletal muscle microvascular function and capacity to utilise oxygen. *Artery Res.* 16, 25–33.
17. Crum EM, O'Connor WJ, Van Loo L, Valckx M, Stannard SR. Validity and reliability of the Moxy oxygen monitor during incremental cycling exercise. *Eur J Sport Sci.* 2017 Sep; 17(8): 1037-1043.
18. Kennedy, M.D., Haykowsky, M.J., Boliek, C.A., Esch, B.T., Scott, J.M., Warburton, D.E. Regional muscle oxygenation differences in vastus lateralis during different modes of incremental exercise. *Dyn. Med.* 2006; 5: 8.
19. Sherman M, Seth A, Delp S. How to compute muscle moment arm using generalized coordinates. Retrieved [Internet]. 2017 [cite 2018 Jan 20]; Available from: <https://simtkconfluence.stanford.edu>.
20. Gustafsson U, Nilsson G.E., Thunberg P, Lewis D.H. Post-ischemic microcirculatory blood flow in skeletal muscle evaluated by laser-Doppler flowmetry. *Pathophysiology* 1994; 1: 21-24.

เทคนิคใหม่ในการแก้ความไม่สม่ำเสมอของสนามแม่เหล็กของค่า T2* จากการสร้างภาพเอ็มอาร์

บุษกร งามเมือง^{1*} กิตติชัย วรรณะจิตติกุล¹ มลฤดี ทาปัญญา¹ สุขญา ศิลป์ไกรตัน²
พิมพ์ลักษณ์ เจริญขวัญ² และ สุวิทย์ แซ่ไคว่¹

Received: February 13, 2018

Revised: July 7, 2018

Accepted: August 2, 2018

บทคัดย่อ

การหาปริมาณธาตุเหล็กในเนื้อเยื่อโดยใช้ MRI T2* ได้รับการยอมรับเป็นวิธีมาตรฐานในการประเมินธาตุเหล็กสะสมในระยะแรกใน หัวใจ ตับ และอวัยวะอื่นๆ ในการศึกษาระยะยาว ความน่าเชื่อถือของค่า T2* อาจมีผลกระทบจากการเปลี่ยนแปลงความสม่ำเสมอของสนามแม่เหล็ก คณะผู้วิจัยจึงได้เสนอเทคนิคใหม่ในการแก้ค่า T2* ในหุ่นจำลอง เมื่อความสม่ำเสมอของสนามแม่เหล็กเปลี่ยนไป ได้มีการสร้างหุ่นจำลอง 3 ชนิด ที่ทำจาก MnCl₂ ใช้ตรวจหาการเปลี่ยนแปลงค่า T2* เมื่อสนามแม่เหล็กมีการเปลี่ยนแปลง การศึกษานี้ใช้เครื่องเอ็มอาร์ไอ 1.5 เทสลาห์ Achieva, Philips, Netherland ค่าแก้สำหรับค่า R2* หรือ T2* หาได้จากกราฟเปรียบเทียบจาก หุ่นจำลองที่มีค่า T2* ช่วง 6.76 มิลลิวินาที ถึง 70.00 มิลลิวินาที ได้มีการเปรียบเทียบค่าแก้ที่หาได้จากการประมาณค่าในช่วงด้วยสมการเส้นตรงและสมการพหุนามกำลังสอง ในการรบกวนจากการรบกวนสนามแม่เหล็ก 3 ตำแหน่ง ทำให้ค่า T2* ของหุ่นจำลอง OR เปลี่ยนไปจากเดิม 13.08 มิลลิวินาที ไป 13.69, 5.66 และ 6.80 เปอร์เซ็นต์ เมื่อใช้ค่าแก้ที่หาได้จากการประมาณค่าแก้ในช่วงด้วยสมการเส้นตรงเพื่อชดเชยค่า T2* ที่เปลี่ยนไป ค่า T2* ที่ได้หลังการชดเชย ยังคงมีความแตกต่างเดิม 0.15, 14.60 และ 5.35 เปอร์เซ็นต์ เมื่อใช้ สมการพหุนามกำลังสอง ในการหาค่าแก้ความแตกต่างของค่า T2* จากค่าเริ่มต้นลดลงเหลือ 2.37, 2.06 และ 1.30 เปอร์เซ็นต์ ตามลำดับ เทคนิคใหม่นี้ได้แสดงถึงความเป็นไปได้ในการแก้ค่าความไม่สม่ำเสมอของสนามแม่เหล็กในช่วง 0.74-0.85 part per million โดยใช้การประมาณค่าช่วงแบบไม่เป็นเส้นตรง การเปลี่ยนแปลงค่า T2* เนื่องจากการเปลี่ยนแปลงสนามแม่เหล็กเกิน 10 เปอร์เซ็นต์ ถือว่าเกินขอบเขตที่ยอมรับทางคลินิก เทคนิคใหม่นี้แสดงให้เห็นถึงความเป็นไปได้ว่าสามารถทำให้ค่า T2* ที่เปลี่ยนไปเนื่องจากสนามแม่เหล็กถูกรบกวนกลับคืนมาได้

คำสำคัญ: T2*, ความไม่สม่ำเสมอของสนามแม่เหล็ก, การแก้ค่า, การประมาณค่าในช่วงด้วยสมการพหุนามกำลังสอง

¹ภาควิชารังสีเทคนิค คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ เชียงใหม่

²ภาควิชากุมารเวชศาสตร์ คณะแพทยศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ เชียงใหม่

*ผู้รับผิดชอบบทความ



A novel technique for correction of magnetic field inhomogeneity of MRI T2*

Busakol Ngammuang^{1*}, Kittichai Wantanajittikul¹, Monruedee Tapanya¹, Suchaya Silvilairat², Pimlak Charoenkwan² and Suwit Saekho¹

Abstract

Tissue iron quantification using MRI T2* has been accepted as a standard method to assess iron accumulation at an early stage in heart, liver and other organs. The reliability of T2* during a longitudinal study could be affected by the variation of magnetic field inhomogeneity. Three phantoms made from MnCl₂ were built. Phantom was employed for detecting the change of T2* on the OR phantom due to the change of the magnetic field. The study was performed on a 1.5 Tesla, Achieva, Philips, Netherland MRI scanner. The correction factor of R2* or T2* was obtained from a calibration curve in a phantom study at the T2* ranging from 6.76 ms. to 77.00 ms. Two interpolation techniques for getting the correction factor, linear interpolation and piecewise 2nd order polynomial interpolation, were compared in 3 different locations with 3 different values of T2* from the magnetic field perturbations. Magnetic field perturbations at 3 different locations caused the change of OR phantom T2* (13.08ms) with 13.69, 5.66 and 6.80%. By applying a correction factor obtained from linear interpolation method to compensate for the change of the T2* at the 3 locations, the T2* were still different from the original values to 0.15, 14.60 and 5.35%. When applied the piecewise 2nd order polynomial interpolation method for the T2* correction factor, the differences of T2* from the original values reduced to 2.37, 2.06 and 1.30%, respectively. This novel technique is proof of concept for magnetic field inhomogeneity correction using piecewise non-linear interpolation with the field inhomogeneity within 0.74-0.85 part per million. The changes of T2* due to magnetic field inhomogeneity over 10% is considered over the range in clinical practice. This novel technique promisingly shows the capability to restore the change of T2* due to external perturbation of the magnetic field.

Keywords: T2*, Magnetic field inhomogeneity, Correction factor, Piecewise quadratic interpolation

¹Department of Radiological Technology, Faculty of Associated Medical Science, Chiang Mai University, Chiang Mai

²Department of Pediatrics, Faculty of Medicine, Chiang Mai University, Chiang Mai

*Corresponding author: (e-mail: busakol.ngam@gmail.com)

บทนำ

โรคธาลัสซีเมีย เป็นโรคชนิดที่เกิดจากความผิดปกติทางพันธุกรรม (genetic disorder) โดยส่งผลให้เม็ดเลือดแดงมีความผิดปกติ แดงง่าย ซึ่งผู้ป่วยที่มีอาการรุนแรงต้องได้รับการรักษาด้วยการให้เลือดอย่างสม่ำเสมอ อย่างไรก็ตามการรักษาด้วยวิธีดังกล่าวจะส่งผลให้เกิดภาวะเหล็กเกิน (iron overload)⁽¹⁾ โดยสาเหตุที่ทำให้เกิดภาวะธาตุเหล็กเกินนั้นเกิดจากร่างกายของมนุษย์ไม่มีการขบวนการกำจัดธาตุเหล็กที่เกินออกไปได้จึงทำให้เกิดธาตุเหล็กสะสมในอวัยวะต่างๆ ของร่างกาย และส่งผลเสียต่อระบบการทำงานของร่างกาย เช่น ตับ หัวใจ และต่อมไร้ท่อ เป็นต้น⁽²⁻⁴⁾ ปัจจุบันมีการตรวจหาปริมาณธาตุเหล็กด้วยการวิเคราะห์ค่า $T2^*$ จากภาพเอ็มอาร์ ($T2^*$ magnetic resonance imaging) ซึ่งเป็นวิธีไม่รุกราน และสามารถตรวจหาปริมาณธาตุเหล็กที่สะสมในเนื้อเยื่อในระยะเริ่มต้นซึ่งจะช่วยลดอัตราการเสียชีวิต⁽⁵⁻⁸⁾ วิธีการวิเคราะห์ค่า $T2^*$ ยังมีข้อสงสัยเรื่องความถูกต้องที่วัดได้⁽⁹⁻¹²⁾ เนื่องจากสนามแม่เหล็กเกิดความไม่สม่ำเสมอ (magnetic field inhomogeneity) ในแต่ละครั้งของการตรวจ อาจส่งผลกระทบต่อความคลาดเคลื่อนและความน่าเชื่อถือของการวัดค่า $T2^*$ ⁽¹³⁻¹⁶⁾ ความถูกต้องของค่า $T2^*$ นั้นมีความสำคัญมาก เพราะแพทย์ผู้รักษาจะนำค่า $T2^*$ ที่วัดได้นั้น ไปวางแผนในการให้ยาขับเหล็ก (iron chelation therapy) เพื่อการรักษาผู้ป่วยและยังนำไปใช้สำหรับการติดตามผลการรักษา ภายหลังจากที่ได้รับยาขับเหล็กซึ่งสามารถช่วยให้ผู้ป่วยมีอายุยาวนานและคุณภาพชีวิตที่ดีขึ้น เทคนิคการวัดค่า $T2^*$ เป็นการวัดค่าความเข้มของสัญญาณภาพ (signal intensity) จากภาพเอ็มอาร์ ดังนั้นภาพเอ็มอาร์จึงต้องมีคุณภาพสูง พบว่าความสม่ำเสมอของสนามแม่เหล็กหลัก ส่งผลกระทบต่อคุณภาพของภาพเอ็มอาร์เนื่องจาก เมื่อสาร Ferromagnetic อยู่ในสนามแม่เหล็กก่อให้เกิดความไม่สม่ำเสมอของสนามแม่เหล็กหลัก ซึ่งส่งผลต่อความถูกต้องของค่า $T2^*$ ⁽¹³⁻¹⁶⁾ และพบว่าค่า $R2^*$ ($1/T2^*$) นั้นเกิดจากการสูญเสียการรวมเฟสโดยเป็นผลรวมจากทั้งสนามแม่เหล็กเกิดความไม่สม่ำเสมอ (magnetic field inhomogeneity) และการเคลื่อนไหวของโมเลกุล (microscopic dipole-dipole interaction

between protons)⁽¹⁷⁾ ดังแสดงในสมการที่ (1)

$$R2^* = R2' + R_{d-d} \quad (1)$$

เมื่อ $R2^*$ คือ อัตราการผ่อนคลายในแนวขวางหน่วยเฮิร์ตซ์

$R2'$ คือ อัตราการผ่อนคลายในแนวขวาง หน่วยเฮิร์ตซ์ ที่เป็นผลมาจากความไม่สม่ำเสมอของสนามแม่เหล็ก

R_{d-d} คือ อัตราการผ่อนคลายในแนวขวางที่เป็นผลจากการเคลื่อนไหวของโมเลกุลระหว่างโปรตอน 2 โปรตอน ปัจจุบันนี้ยังไม่มีเทคนิคที่ใช้แก้ค่า $T2^*$ เมื่อสนามแม่เหล็กหลักเกิดความไม่สม่ำเสมอ ดังนั้นผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะศึกษาวิธีการประมาณค่าแก้ (Correction Factor, CF) ของค่า $T2^*$ เมื่อสนามแม่เหล็กหลักเกิดการเปลี่ยนแปลงในระหว่างการศึกษา จากการประมาณค่าในช่วง (piecewise interpolation) โดยใช้พหุนามกำลังสอง (second degree polynomial) ในหุ่นจำลองแมงกานีสคลอไรด์ ความเข้มข้นตั้งแต่ 0.1 มิลลิโมลาร์ ถึง 2.0 มิลลิโมลาร์ โดยอาศัยหลักการดังต่อไปนี้ เนื่องจากค่า $R2^*$ อาจมีสาเหตุมาจากการรบกวนสนามแม่เหล็กหลักจาก 2 แหล่งใหญ่ คือ Macroscopic source ซึ่งหมายถึงการรบกวนที่มีขอบเขตใหญ่กว่าขนาดของ voxel ขึ้นอยู่กับระยะทางจากแหล่งถึงวัตถุ และ Microscopic source ซึ่งหมายถึง การรบกวนที่มีขอบเขตเล็กกว่าขนาดของ voxel^(17,19,21) ดังนั้นความไม่สม่ำเสมอของสนามแม่เหล็กจากการรบกวนด้วยวัตถุที่เป็น Ferromagnetic ในอุโมงค์จึงจัดเป็น Macroscopic source และความเข้มข้นของ Fe^{3+} ในเนื้อเยื่อหรือในสารละลายจึงเป็นการรบกวนจาก Microscopic source ดังนั้นค่า $R2^*$ ที่เปลี่ยนแปลงตามเวลา สามารถแทนได้ด้วยความสัมพันธ์ ดังสมการที่ 2 $R2^*(K(t), C_{Fe}(t)) = (K(t), C_{Fe}(t))YB + R_{d-d}$ (2) โดยที่ $K(t)$ เป็น Macroscopic source of magnetic field inhomogeneity ที่เวลา t ใดๆ

$C_{Fe}(t)$ เป็น Microscopic source of magnetic field inhomogeneity ที่เวลา t ใดๆ สนามแม่เหล็กหลักปกติ ค่า $K(t)$ เริ่มต้นจะแทนด้วยค่า $K(t_0)$ ดังนั้นสมการที่ (2) ขณะเริ่มต้น เป็นดังสมการที่ (3) $R2^*(K(t_0), C_{Fe}(t_0)) = (K(t_0), C_{Fe}(t_0))YB + R_{d-d}$ (3)

แต่เมื่อสนามแม่เหล็กเปลี่ยนแปลงหรือถูกรบกวนและทำให้เกิดความไม่สม่ำเสมอของสนามแม่เหล็ก ทำให้ค่า $K(t_0)$ $K(t_0)$ ในสมการที่ 3 เกิดการเปลี่ยนแปลง ในที่นี้แทนด้วยค่า $K(t_1)$ และสามารถเขียนสมการใหม่ได้ดังสมการที่ (4) โดย $K(t_1)$ จะส่งผลต่อความถูกต้องในการวัดค่า $R2^*$ ดังนั้น ถ้าสามารถหาค่า $K(t)$ ที่เปลี่ยนแปลงได้ก็จะสามารถนำมาใช้เป็นค่าแก้สำหรับการหาค่า $R2^*$ ได้

$$R2_1^*(K(t_1), C_{Fe}(t_1)) = (K(t_1), C_{Fe}(t_1)) \gamma B + R_c \quad (4)$$

ภายใต้เงื่อนไขการแก้ค่า $T2^*$ หรือ $R2^*$ ที่เปลี่ยนไป เฉพาะสาเหตุอันเนื่องมาจากการเปลี่ยนแปลงของสนามแม่เหล็กหลัก ดังนั้นค่า $R2_1^*(K(t_1), C_{Fe}(t_1))$ ต้องมีค่าแก้สำหรับสนามแม่เหล็กที่เปลี่ยนไปให้กลับสู่ค่าเดิม ดังสมการที่ (5)

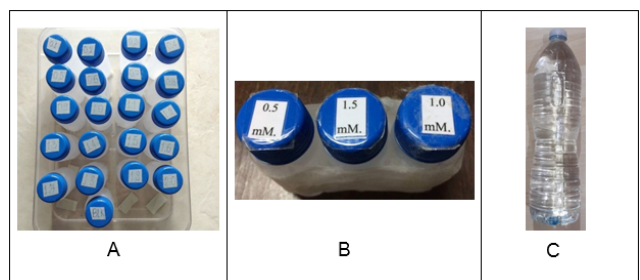
$$R2_{corr}^*(K(t_1), C_{Fe}(t_1)) = R2_1^*(K(t_1), C_{Fe}(t_1)) - R2_0^*(K(t_0), C_{Fe}(t_0)) \quad (5)$$

โดยที่ค่า $R2_{corr}^*(K(t_1), C_{Fe}(t_1))$ ซึ่งเป็นค่าแก้สำหรับสนามแม่เหล็กที่เปลี่ยนไป ณ เวลา t_1 หาได้จาก กราฟเปรียบเทียบระหว่าง $R2_0^*(K(t_0), C_{Fe}(t_0))$ และ $R2_1^*(K(t_1), C_{Fe}(t_1))$ ที่ทราบค่าจากการทดลอง ดังนั้น การศึกษาครั้งนี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อหาค่าแก้ (Correction Factor) สำหรับค่า $T2^*$ เมื่อสนามแม่เหล็กหลักมีการเปลี่ยนแปลงในระหว่างการศึกษา

วัสดุและวิธีการ

อุปกรณ์ที่ใช้ในการศึกษาประกอบด้วยหุ่นจำลอง 3 ชุด ที่ประกอบด้วยแมงกานีสคลอไรด์ผสมกับน้ำปอดไอออน (deionize water) ซึ่งเป็นหุ่นจำลองแบบที่ใช้ในการศึกษาของ St Pierre TG⁽¹⁸⁾ หุ่นจำลองชุดแรก เป็นหุ่นจำลองอ้างอิงที่มีความคงตัว (A stable reference (SR) $T2^*$ phantom หรือ SR phantom) มีความเข้มข้นเท่ากับ 0.1-2.0 มิลลิโมลาร์ (วัดค่า $T2^*$ ได้ตั้งแต่ 6.76 มิลลิวินาที ถึง 70.00 มิลลิวินาที หรือ ค่า $R2^*$ ตั้งแต่ 14.29 เฮิร์ตซ์ ถึง 147.93 เฮิร์ตซ์) ดังแสดงในรูปที่ 1A. หุ่นจำลองชุดที่ 2 เป็นตัวแทนของบริเวณอ้างอิง (The Region reference (RR) phantom หรือ RR phantom) ดังแสดงในรูปที่ 1B. ที่มีความเข้มข้น 3 ระดับซึ่งครอบคลุมค่า $T2^*$ ของระดับคนปกติ ผู้ป่วยที่มีภาวะเหล็กเกินปานกลางและผู้ป่วยที่มีภาวะเหล็กเกินระดับรุนแรง (ค่า $T2^*$ เท่ากับ 20.31 มิลลิวินาที, 13.63 มิลลิวินาที และ 9.06 มิลลิวินาที หรือ

ค่า $R2^*$ เท่ากับ 49.24, 73.37 และ 104.17 เฮิร์ตซ์ตามลำดับ) โดย RR phantom จะใช้เป็นตัวแทนวัดการเปลี่ยนแปลงของค่า $R2^*$ เนื่องจากสนามแม่เหล็กหลักเปลี่ยนแปลง $R2_1^*(K(t_1), C_{Fe}(t_1))$ บริเวณที่ต้องการตรวจที่ติดไว้นอกร่างกายใกล้บริเวณตำแหน่งอวัยวะที่สนใจ หุ่นจำลองชุดที่ 3 เป็นหุ่นจำลองที่ใช้เป็นตัวแทนส่วนของร่างกาย (Organ reference (OR) phantom หรือ OR phantom) ประกอบด้วยสารละลายแมงกานีสคลอไรด์ ความเข้มข้น 1.0 มิลลิโมลาร์ ขนาดเส้นผ่าศูนย์กลาง 8 เซนติเมตร และความยาว 33 เซนติเมตร บรรจุในขวดพลาสติกทรงกระบอกขนาด 60 มิลลิลิตร แสดงในรูปที่ 1C.



รูปที่ 1 Views of $T2^*$ phantom made from $MnCl_2$. A- A stable reference (SR) $T2^*$ phantom doped with 20 different concentrations of $MnCl_2$; 0.1 – 2.0 mM. B- The Region reference (RR) phantom doped with 3 different concentration of $MnCl_2$; 0.5, 1.0 and 1.5 mM. C- Organ reference (OR) phantom.

ทำการสร้างภาพหุ่นจำลองอ้างอิง SR phantom และหุ่นจำลอง OR phantom ที่มี RR phantom ติดอยู่ โดยใช้ Head coil และ Torso coil ตามลำดับ เป็นตัวรับสัญญาณภาพจากเครื่องเอ็มอาร์ไอ 1.5 เทสลา เทคนิคในการสร้างภาพเอ็มอาร์ประกอบด้วย GRE multi-echo pulse sequence, repetition time (TR) 100 มิลลิวินาที, numbers of Echo Time (TE) 10 (1.18-28.32 มิลลิวินาที ช่วงห่าง 2.7 มิลลิวินาที), flip angle 20 องศา, acquisition time 21 วินาที, ความหนาของสไลด์ 10 มิลลิเมตร, จำนวนสไลด์ 1, field of view (FOV) 250 มิลลิเมตร, Matrix size 80x100, Number of Signal Average (NSA) = 2

การศึกษาการแก้ค่า

1. สร้างภาพเอ็มอาร์ในแนวตัดขวางของหุ่นจำลองอ้างอิง SR phantom และ หุ่นจำลอง OR phantom โดยมี RR phantom ติดกับหุ่นจำลอง OR phantom การสร้างภาพในข้อนี้ไม่มีการรบกวนสนามแม่เหล็กหลัก โดยค่า $R2^*$ ที่ได้คือ $R2_0^*(K(t_0), C_{Fe}(t_0))$ ในสมการที่ (3) และ (5)

2. สร้างภาพเอ็มอาร์ในแนวตัดขวางตั้ง ข้อที่ 1. อีกครั้ง แต่มีการรบกวนสนามแม่เหล็กหลัก ด้วยโลหะที่ตำแหน่งต่างกัน 3 ตำแหน่ง คือ กึ่งกลาง ด้านซ้ายและด้านขวาของอุโมงค์เครื่องเอ็มอาร์ไอ ค่า $R2^*$ ที่ได้คือ $R2_1^*(K(t_1), C_{Fe}(t_1))$ ในสมการที่ (4) และ (5)

3. นำภาพเอ็มอาร์ของหุ่นจำลองอ้างอิง SR phantom หุ่นจำลอง OR phantom และ RR phantom ทั้ง 4 ชุดจากข้อ 1 และ 2 มาวาดตำแหน่งพื้นที่ที่สนใจรูปวงกลมโดยครอบคลุม 80 เปอร์เซ็นต์ ของภาพเอ็มอาร์ของหุ่นจำลองอ้างอิง (region of interest, ROI) เพื่อที่จะนำค่าความเข้มสัญญาณที่ได้มาวิเคราะห์หาค่า $R2^*$ จากกราฟฟิตแบบ mono-exponential model ดังแสดงในสมการที่ 6 ด้วยโปรแกรม MATLAB version R2014b $S = S_0 e^{(-TE/T2^*)}$ หรือ $S = S_0 e^{(-TE \cdot R2^*)}$ (6) เมื่อ S คือ ความเข้มของสัญญาณภาพ (image signal intensity) ที่เวลาเอคโคใดๆ

S_0 คือ ค่าคงที่หรือค่าความเข้มของสัญญาณภาพที่เวลา เอคโคเท่ากับ ศูนย์ (initial amplitude)

TE คือ ช่วงเวลาที่กระตุ้นจนเกิดเอคโค (echo time)

$T2^*$ คือ ค่าเวลาของการผ่อนคลาย $T2^*$ หน่วย มิลลิวินาที

$R2^*$ คือ อัตราของการผ่อนคลายในแนวขวาง (transverse relaxation rate) หน่วย เฮิร์ตซ์

4. สร้างกราฟปรับเทียบ (calibration curve) ค่า $R2^*$ จากหุ่นจำลองอ้างอิง SR phantom ระหว่างค่า $R2^*$ เมื่อมีการรบกวนสนามแม่เหล็กด้วยโลหะที่ตำแหน่งต่างกัน 3 ตำแหน่ง $R2_1^*(K(t_1), C_{Fe}(t_1))$ ในแกน x กับค่า $R2^*$ ของหุ่นจำลองอ้างอิง SR phantom เมื่อสนามแม่เหล็กไม่ถูกรบกวน $R2_0^*(K(t_0), C_{Fe}(t_0))$ ในแกน y

5. เลือกค่า $R2^*$ จาก RR phantom ที่ได้จากการรบกวนสนามแม่เหล็กหลักด้วยโลหะที่ตำแหน่งต่างกัน 3

ตำแหน่ง เพื่อนำไปเลือกช่วงของกราฟสอบเทียบ จากข้อที่ 4. เพื่อหาค่าแก้ $R2_{corr}^*(K(t_1), C_{Fe}(t_1))$ ดังสมการที่ (5) โดยใช้การประมาณค่าเชิงเส้นตรง (Linear interpolation) และใช้ฟังก์ชันพหุนามกำลังสอง (second degree polynomial) ในการประมาณค่าในช่วง (piecewise interpolation)

6. นำค่า $R2^*$ ของหุ่นจำลอง RR phantom ที่ได้แก้ค่าเนื่องจากสนามแม่เหล็กหลักเกิดการเปลี่ยนแปลงมาใช้เป็นค่าแก้ $R2^*$ ในหุ่นจำลอง OR phantom เมื่อสนามแม่เหล็กหลักมีการเปลี่ยนแปลง

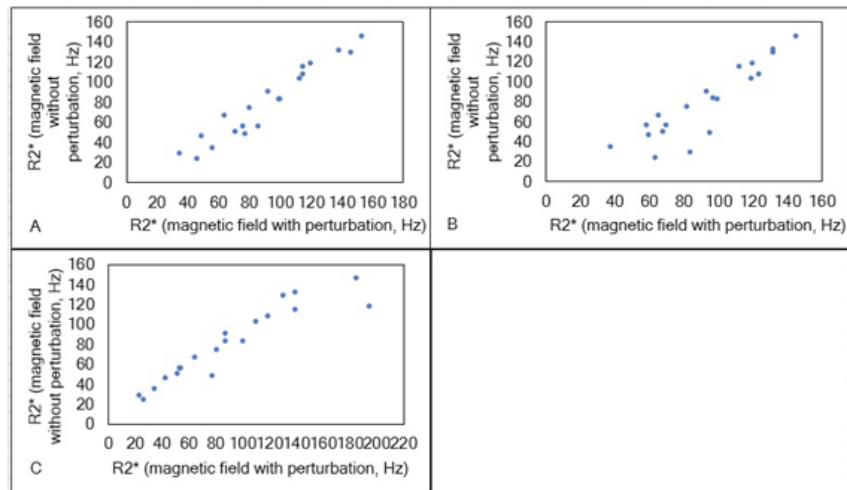
7. เปรียบเทียบเปอร์เซ็นต์ความแตกต่าง $R2^*$ ของหุ่นจำลอง OR phantom เมื่อผ่านการแก้ค่าทั้งสองวิธีเมื่อสนามแม่เหล็กหลักถูกรบกวนด้วยโลหะที่ตำแหน่งต่างกัน 3 ตำแหน่งเปรียบเทียบกับค่า $R2^*$ เมื่อสนามแม่เหล็กหลักไม่ถูกรบกวนที่ได้จากขั้นตอนที่ 1

การวิเคราะห์ข้อมูล

เปรียบเทียบค่า $R2^*$ ของหุ่นจำลอง OR phantom ที่ผ่านการแก้ค่าเมื่อสนามแม่เหล็กหลักถูกรบกวนด้วยโลหะที่ตำแหน่งต่างกัน 3 ตำแหน่งกับค่า $R2^*$ เมื่อสนามแม่เหล็กหลักไม่ถูกรบกวน ด้วยค่า absolute percentage different (%Diff)

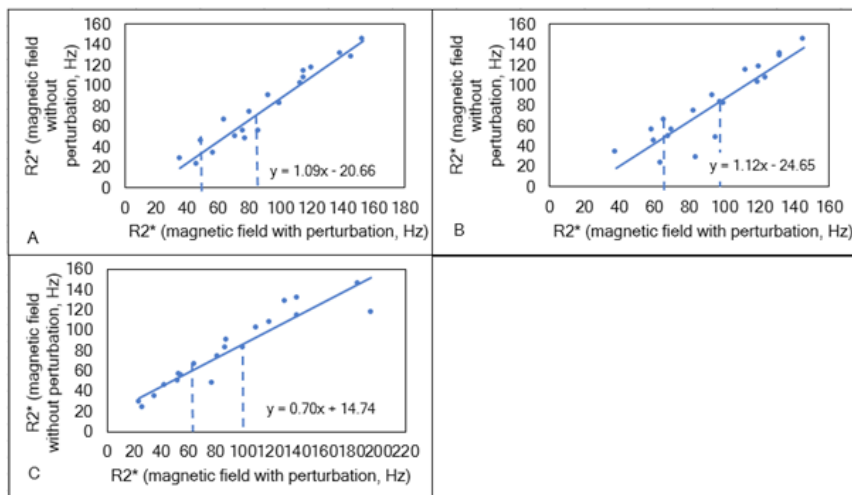
ผลการศึกษา

จากการศึกษาพบว่า เมื่อรบกวนสนามแม่เหล็กหลักด้วยโลหะที่ตำแหน่งต่างกัน 3 ตำแหน่ง กึ่งกลาง ด้านซ้ายและด้านขวาของอุโมงค์เครื่องเอ็มอาร์ไอ โดยขนาดการรบกวน เท่ากับ 0.85, 0.74 และ 0.81 part per million ส่งผลต่อค่า $R2^*$ ของหุ่นจำลองอ้างอิง SR phantom เกิดการเปลี่ยนแปลงจากช่วง 22.27 – 146.43 เฮิร์ตซ์ เป็น 27.81 – 186.91 เฮิร์ตซ์และค่า $R2^*$ ของหุ่นจำลอง OR phantom เปลี่ยนแปลงจาก 76.44 เฮิร์ตซ์ เป็น 88.55 เฮิร์ตซ์ (ตำแหน่งกึ่งกลาง), 81.04 เฮิร์ตซ์ (ตำแหน่งด้านซ้าย) และ 82.03 เฮิร์ตซ์ (ตำแหน่งด้านขวา) เมื่อสร้างกราฟปรับเทียบ (calibration curve) ค่า $R2^*$ ของหุ่นจำลองอ้างอิง SR phantom ระหว่างเมื่อสนามแม่เหล็กหลักถูกรบกวนด้วยโลหะที่ตำแหน่งต่างกัน 3 ตำแหน่ง (แกน x) และเมื่อไม่มีการรบกวนสนามแม่เหล็กหลัก (แกน y) ดังแสดงในรูปที่ 2



รูปที่ 2 R_2^* of the SR phantom (The full data set) perturbed with a few pieces of small metal enclosed in a small plastic box in 3 locations inside the magnetic bore (A- center, B- left and C- right) was plotted against the R_2^* without field perturbation.

เมื่อทำการหาค่าแก้จากกราฟสอบเทียบ โดยใช้การประมาณเชิงเส้นตรง (linear interpolation)⁽¹⁹⁻²⁰⁾ ดังแสดงในรูปที่ 3



รูปที่ 3 SR phantom show the linear interpolation method correct R_2^* values of magnetic field inhomogeneity in 3 locations inside the magnetic bore (A- center, B- left and C- right).

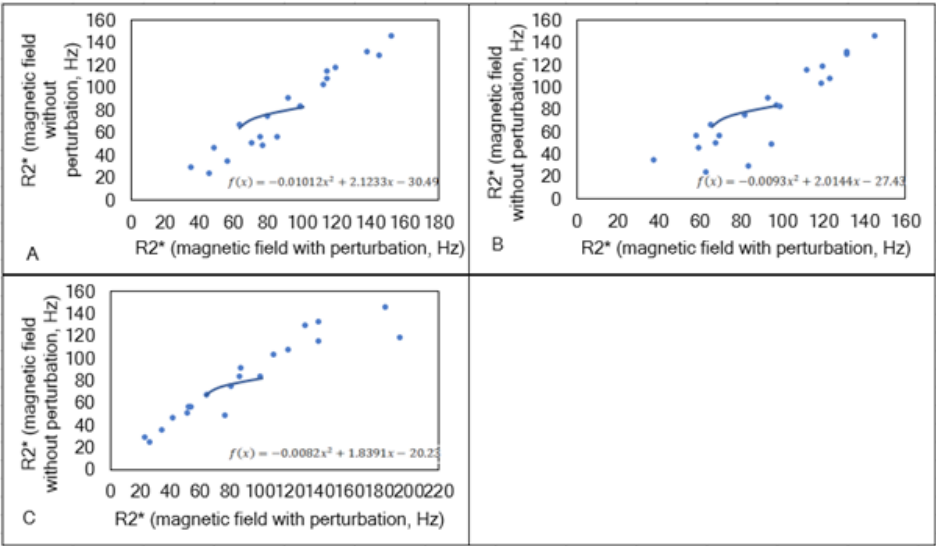
พบว่าค่า R_2^* ของหุ่นจำลอง OR phantom เมื่อสนามแม่เหล็กหลักปกติ เท่ากับ 76.44 เฮิร์ตซ์ เมื่อรบกวนสนามแม่เหล็กหลักด้วยโลหะที่ตำแหน่งแตกต่างกัน 3 ตำแหน่งพบว่า ค่า R_2^* เท่ากับ 88.55, 81.04 และ 82.03 เฮิร์ตซ์ ตามลำดับ เมื่อแก้ค่าด้วยวิธีการประมาณค่าด้วยวิธี linear interpolation ดังแสดงในรูปที่ 3 พบว่าค่าเฉลี่ย R_2^* เท่ากับ 76.23, 66.72 และ 72.56 เฮิร์ตซ์

คิดเป็นเปอร์เซ็นต์ความแตกต่างจากค่า R_2^* อ้างอิงเท่ากับ 0.27, 12.72 และ 5.76 เปอร์เซ็นต์ตามลำดับ เมื่อแก้ค่าด้วยวิธีการประมาณค่าในช่วงพหุนามกำลังสอง พบว่าค่าเฉลี่ย R_2^* เท่ากับ 78.33, 74.93 และ 75.46 เฮิร์ตซ์ เมื่อคิดเป็นเปอร์เซ็นต์ความแตกต่างจากค่า R_2^* อ้างอิงเท่ากับ 2.47, 1.98 และ 1.28 เปอร์เซ็นต์ ตามลำดับ ดังแสดงในตารางที่ 1

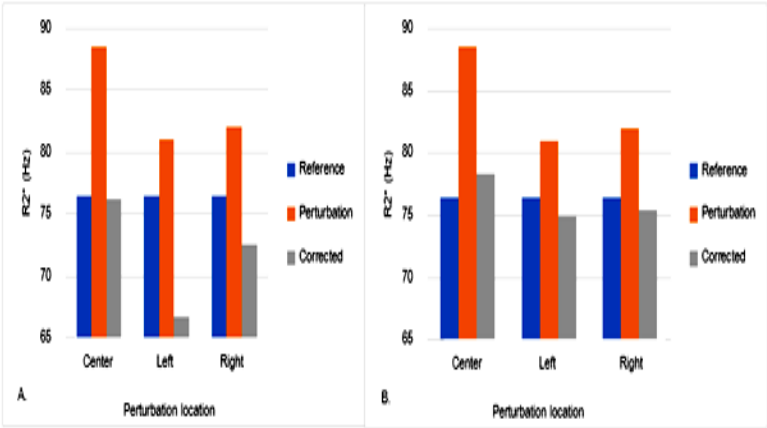
ตารางที่ 1 A comparison of R2* corrected methods: linear interpolation and piecewise quadratic interpolation (second degree polynomial)

R2* (without perturb ation, Hz)	R2* (with perturbation, Hz)			R2* corected by linear interpolation (Hz)			R2* corrected by piecewise quadratic interpolation (Hz)		
	center	left	Right	center	left	right	center	left	right
76.44	88.55	81.04	82.03	76.23	66.72	72.56	78.33	74.93	75.46
	15.8(4%)	(6.01%)	(7.31%)	(0.27%)	(12.72%)	(5.76%)	(2.47%)	(1.98%)	(1.28%)

ตัวอย่างการหาค่าแก้จากกราฟสอบเทียบด้วยการประมาณค่าในช่วง ด้วยฟังก์ชันพหุนามกำลังสอง ดังแสดงในรูปที่ 4



รูปที่ 4 Piecewise quadratic interpolation method for corrected R2* values when magnetic field perturbations were applied in 3 locations inside the magnetic bore (A- center, B- left and C- right).



รูปที่ 5 Shows the R2* values of OR phantom after applying linear interpolation (A.) and piecewise quadratic interpolations method (B.) for R2* correction when magnetic field perturbations were applied in 3 locations inside the magnetic bore.

โดยค่า $R2_1^*(K(t_1), C_{Fe}(t_1))$ และ $R2_0^*(K(t_0), C_{Fe}(t_0))$ ในสมการที่ (5) หาได้จากกราฟเปรียบเทียบ ที่เลือกค่า $R2^*$ จาก RR phantom ที่มีค่า $R2^* = 73.37$ เฮิร์ตซ์ ซึ่งใกล้เคียงกับค่า $R2^*$ ของหุ่นจำลองน้ำที่ผสมกับสารละลายแมกนีเซียมคลอไรด์ ($R2^* = 76.44$ เฮิร์ตซ์) ซึ่งใช้เป็นตัวแทนอวัยวะ การประมาณค่าแก้ $R2_{corr}^*(K(t_1), C_{Fe}(t_1))$ สำหรับหุ่นจำลองน้ำเมื่อสนามแม่เหล็กถูกรบกวน หาได้จากการประมาณค่าในช่วง 3 จุดด้วยฟังก์ชันพหุนามกำลังสอง ก่อนและหลังค่า $R2_1^*(K(t_1), C_{Fe}(t_1))$ และ $R2_0^*(K(t_0), C_{Fe}(t_0))$ จากค่า $R2^*$ ที่ได้จาก RR phantom โดยรูปที่ 5 เป็นกราฟแท่งแสดงค่า $R2^*$ จากด้านซ้ายถึงด้านขวา ประกอบด้วย ค่า $R2^*$ อ้างอิง ค่า $R2^*$ ที่ได้หลังจากสนามแม่เหล็กหลักถูกรบกวนด้วยโลหะที่ตำแหน่งต่างกัน 3 ตำแหน่ง และค่า $R2^*$ ที่ได้หลังจากการแก้ค่าด้วยวิธีการประมาณค่าด้วยวิธี linear interpolation ดังแสดงในรูป 5A และวิธีการประมาณค่าด้วยวิธีการประมาณค่าในช่วงพหุนามกำลังสอง ดังแสดงในรูป 5B

1. ตำแหน่งการรบกวนสนามแม่เหล็กหลักด้วยโลหะขนาด 0.85 part per million อยู่กึ่งกลางอุโมงค์เครื่องเอ็มอาร์ พหุนามกำลังสองในช่วงที่เลือกมาใช้แก้ค่าหุ่นจำลองอ้างอิง RR phantom คือ

$$f(x) = -0.01012x^2 + 2.1233x - 30.49$$

2. ตำแหน่งการรบกวนสนามแม่เหล็กหลักด้วยโลหะขนาด 0.74 part per million อยู่ด้านขวาของอุโมงค์เครื่องเอ็มอาร์ สมการพหุนามกำลังสองในช่วงที่เลือกมาใช้แก้ค่าหุ่นจำลองอ้างอิง RR phantom คือ

$$f(x) = -0.0093x^2 + 2.0144x - 27.43$$

3. ตำแหน่งการรบกวนสนามแม่เหล็กหลักด้วยโลหะขนาด 0.81 part per million อยู่ด้านซ้ายของอุโมงค์เครื่องเอ็มอาร์ สมการพหุนามกำลังสองในช่วง ที่เลือกมาใช้แก้ค่าหุ่นจำลองอ้างอิง RR phantom คือ

$$f(x) = -0.0082x^2 + 1.8391x - 20.23$$

โดย ค่าฟังก์ชัน $f(x)$ คือ ค่า $R2_0^*(K(t_0), C_{Fe}(t_0))$ และค่า x คือค่า $R2_1^*(K(t_1), C_{Fe}(t_1))$ ในสมการที่ (5)

สรุปและวิจารณ์ผลการศึกษา

ค่า $T2^*$ สามารถประเมินภาวะธาตุเหล็กสะสมในเนื้อเยื่อ โดยแพทย์นำค่า $T2^*$ ไปใช้วางแผนการรักษาและติดตามการรักษาผู้ป่วยธาลัสซีเมีย ดังนั้นค่า $T2^*$ ที่วัดได้จึงต้องมีความถูกต้อง^(1,22-23) การวัดค่า $T2^*$ เพื่อประเมินภาวะธาตุเหล็กสะสมในกล้ามเนื้อหัวใจอาจเกิดความผิดพลาดได้เนื่องจากสนามแม่เหล็กหลักถูกรบกวนจากโลหะภายนอก ดังนั้นการศึกษาค้นคว้าครั้งนี้จึงได้ศึกษาวิธีการหาค่าแก้ $T2^*$ เนื่องจากผลกระทบของความไม่สม่ำเสมอต่อสนามแม่เหล็กหลักโดยใช้หุ่นจำลองอ้างอิง SR phantom และ RR phantom ที่มีค่า $R2^*$ อยู่ในช่วง 22.27 – 186.91 เฮิร์ตซ์ ($T2^* = 1/R2^*$) เพื่อใช้เป็นค่าอ้างอิงสำหรับการแก้ค่า $T2^*$ ในกล้ามเนื้อหัวใจ ในการศึกษาครั้งนี้ได้ใช้หุ่นจำลอง OR phantom เป็นตัวแทนอวัยวะโดยมี RR phantom ติดอยู่ด้านบน เมื่อมีการรบกวนสนามแม่เหล็กหลักจากปัจจัยภายนอก 0.85, 0.74 และ 0.81 part per million ส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงค่า $T2^*$ ในแต่ละความเข้มข้นของหุ่นจำลองอ้างอิง SR phantom และ RR phantom ผลจากการรบกวนสนามแม่เหล็กหลักต่อหุ่นจำลอง OR phantom ทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงของค่า $R2^*$ เท่ากับ 6.01-15.84 เปอร์เซ็นต์ ขึ้นกับตำแหน่งการรบกวน จากการศึกษาของ Yablonskiy และ Haacke⁽¹⁷⁾ พบว่าค่า $R2^*$ นั้นเกิดจากการสูญเสียการรวมเฟส โดยเป็นผลรวมจากทั้งความไม่สม่ำเสมอของสนามแม่เหล็กของเครื่องเอ็มอาร์ไอ (magnetic field inhomogeneity) และการเคลื่อนไหวของโมเลกุล (microscopic dipole-dipole interaction between protons) โดยมีสาเหตุมาจากการรบกวนสนามแม่เหล็กหลัก จาก 2 แหล่งใหญ่ คือ Macroscopic source และ Microscopic source^(17,19-21) ดังนั้นความไม่สม่ำเสมอของสนามแม่เหล็ก จากการรบกวนด้วยวัตถุที่เป็น Ferromagnetic ในอุโมงค์จึงจัดเป็น Macroscopic source และ ความเข้มข้นของ Fe^{3+} ในเนื้อเยื่อหรือในสารละลายจึงเป็นการรบกวนจาก Microscopic source การศึกษาในครั้งนี้ มุ่งเน้นการแก้ค่าสนามแม่เหล็กที่เปลี่ยนแปลงเนื่องจาก Macroscopic source โดยวิธีการประมาณค่าในช่วง (piecewise interpolation) ด้วย

พหุนามกำลังสองเพื่อหาค่าแก้ $R2_{corr}^*(K(t_1), C_{Fe}(t_1))$ สำหรับความไม่สม่ำเสมอของสนามแม่เหล็กหลัก ΔB_0 ซึ่งเป็นผลมาจาก macroscopic inhomogeneity $(K(t_1 - t_0) \gamma B$ สำหรับอวัยวะใดๆ ซึ่งในที่นี้ แทนด้วยหุ่นจำลอง OR phantom ค่าแก้สำหรับหุ่นจำลองดังกล่าวเมื่อสนามแม่เหล็กมีการเปลี่ยนแปลงหาได้จาก กราฟสอบเทียบที่สร้างขึ้นจากการทดลองระหว่างค่า $R2^*$ เมื่อมีสนามแม่เหล็กกับ $R2^*$ เมื่อไม่มีสนามแม่เหล็กกับช่วง 0.74 ถึง 0.85 part per million โดยค่า $R2^*$ ที่ใช้เพื่อคำนวณหาค่าแก้ $R2_{corr}^*(K(t_1), C_{Fe}(t_1))$ หาได้จากการประมาณค่าในช่วงด้วยพหุนามกำลังสอง บนกราฟปรับเทียบในช่วงที่เลือกจากค่า $R2^*$ ของ RR phantom ที่ใกล้เคียงกับหุ่นจำลอง น้ำที่มีส่วนผสมแมกนีเซียมคลอไรด์ การประมาณค่าในช่วงเพื่อหาค่า $R2_1^*(K(t_1), C_{Fe}(t_1))$ ใช้พหุนามกำลังสอง 3 จุดรอบค่าที่เลือก (จุดที่เลือก ก่อนและหลัง) นั่นคือ $R2_{-1}^*(K(t_{-1}), C_{Fe}(t_{-1}))$, $R2_1^*(K(t_1), C_{Fe}(t_1))$ และ $R2_{+1}^*(K(t_{+1}), C_{Fe}(t_{+1}))$ การเลือกใช้ 3 จุดทำให้การประมาณค่าในช่วงที่มีการเปลี่ยนแปลงมากในช่วงสั้นๆ มีความผิดพลาดน้อยกว่าการประมาณค่าด้วยสมการเส้นตรง (Linear interpolation) และกำลังสูงสุดของพหุนามที่เป็นไปได้สำหรับ 3 จุดข้อมูลคือกำลังสอง ทำให้การประมาณค่าในช่วง (interpolation) ลู่เข้าหาคำตอบได้เร็วกว่าการใช้พหุนามกำลังสูงๆ แทนช่วงทั้งหมด จากการศึกษา พบว่า เมื่อนำค่าแก้ที่ได้ $R2_{corr}^*(K(t_1), C_{Fe}(t_1))$ ไปชดเชยค่า $R2^*$ ในหุ่นจำลอง OR phantom เมื่อมีการสนามรบกวนสนามแม่เหล็กใน 3 ตำแหน่ง เปรียบเทียบกับค่า $R2^*$ หุ่นจำลอง OR phantom เมื่อสนามแม่เหล็กหลักไม่ถูกรบกวน มีค่า $R2^*$ ต่างกันเท่ากับ 2.47, 1.98 และ 1.28 เปอร์เซ็นต์ โดยเมื่อเทียบกับก่อนการแก้ค่าที่มีความแตกต่างเท่ากับ เท่ากับ 15.84, 6.01 และ 7.31 เปอร์เซ็นต์ ตามลำดับ และเมื่อคำนวณค่า $R2^*$ กลับเป็นค่า $T2^*$ พบว่า ค่า $T2^*$ ของ OR phantom ก่อนการถูกรบกวนสนามคือ 13.08 มิลลิวินาที และเมื่อรบกวนสนามใน

3 ตำแหน่งแล้วค่า $T2^*$ เปลี่ยนไปเป็น 11.29, 12.34 และ 12.19 มิลลิวินาที ซึ่งมีความแตกต่างกับค่า $T2^*$ ก่อนการรบกวนสนามแม่เหล็ก 13.69, 5.66 และ 6.8 เปอร์เซ็นต์ แต่เมื่อทำการแก้ค่าด้วยวิธีการประมาณค่าช่วงด้วยพหุนามกำลังสองแล้วค่า $T2^*$ กลับมาเป็น 12.77, 13.35 และ 13.25 มิลลิวินาที ซึ่งมีความแตกต่างกับค่า $T2^*$ ก่อนการรบกวนสนามแม่เหล็ก 2.37, 2.06 และ 1.3 เปอร์เซ็นต์ ในขณะที่เมื่อใช้การแก้ค่าด้วยการประมาณเชิงเส้นตรงทำให้ค่า $T2^*$ เปลี่ยนเป็น 13.10, 14.99 และ 13.78 มิลลิวินาที โดยมีความแตกต่างกับค่า $T2^*$ ก่อนการรบกวนสนามแม่เหล็ก 0.15, 14.60 และ 5.35 เปอร์เซ็นต์ โดยช่วงขอบเขตการยอมรับทางด้านคลินิกคือการเปลี่ยนแปลงต้องไม่เกิน 10 เปอร์เซ็นต์⁽²⁴⁾

สรุปผลการศึกษาในการศึกษาค้นคว้าพบว่าเมื่อสนามแม่เหล็กหลักถูกรบกวนใน 3 ตำแหน่ง ตั้งแต่ 0.74 ถึง 0.85 part per million ทำให้ค่า $R2^*$ หรือค่า $T2^*$ เปลี่ยนแปลงจากเดิมไป 13.69, 5.66 และ 6.8 เปอร์เซ็นต์ เมื่อทำการแก้ค่าด้วยวิธีการประมาณด้วยสมการเชิงเส้นตรง ความแตกต่างของค่า $T2^*$ ในบางตำแหน่ง ยังสูงเกิน 10 เปอร์เซ็นต์ (0.15, 14.60 และ 5.35 เปอร์เซ็นต์) ในขณะที่ เมื่อใช้การแก้ค่าด้วยวิธีการประมาณค่าช่วงด้วยพหุนามกำลังสองแล้วความแตกต่างของค่า $R2^*$ จากค่าเดิมก่อนการถูกรบกวนไม่มีค่าใดเกิน 2.37 เปอร์เซ็นต์ (2.37, 2.06 และ 1.3 เปอร์เซ็นต์) ดังนั้นการประมาณค่าในช่วงโดยใช้พหุนามกำลังสองจึงน่าจะเป็นวิธีที่สามารถใช้แก้ค่า $T2^*$ เมื่อสนามแม่เหล็กถูกรบกวนในช่วง 0.74 ถึง 0.85 part per million

กิตติกรรมประกาศ

ผู้วิจัยขอขอบคุณภาควิชารังสีเทคนิค คณะเทคนิคการแพทย์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่สำหรับอุปกรณ์และเครื่องมือในการทำวิจัย

เอกสารอ้างอิง

1. Anderson LJ, Holden S, Davis B, Prescott E, Charrier CC, Bunce NH, et al. Cardiovascular T2-star (T2*) magnetic resonance for the early diagnosis of myocardial iron overload. *European heart journal*. 2001; 22(23): 2171-9.
2. Storey P, Thompson AA, Carqueville CL, Wood JC, de Freitas RA, Rigsby CK. R2* imaging of transfusional iron burden at 3T and comparison with 1.5T. *Journal of magnetic resonance imaging : JMRI*. 2007; 25(3): 540-7.
3. Westwood MA, Firmin DN, Gildo M, Renzo G, Stathis G, Markissia K, et al. Intercentre reproducibility of magnetic resonance T2* measurements of myocardial iron in thalassaemia. *The international journal of cardiovascular imaging*. 2005; 21(5): 531-8.
4. Carpenter JP, He T, Kirk P, Roughton M, Anderson LJ, de Noronha SV, et al. On T2* magnetic resonance and cardiac iron. *Circulation*. 2011; 123(14): 1519-28.
5. Ghugre NR, Enriquez CM, Coates TD, Nelson MD, Jr., Wood JC. Improved R2* measurements in myocardial iron overload. *Journal of magnetic resonance imaging : JMRI*. 2006; 23(1): 9-16.
6. Noetzli LJ, Papudesi J, Coates TD, Wood JC. Pancreatic iron loading predicts cardiac iron loading in thalassemia major. *Blood*. 2009; 114(19): 4021-6.
7. Au WY, Lam WW, Chu W, Tam S, Wong WK, Liang R, et al. A T2* magnetic resonance imaging study of pancreatic iron overload in thalassemia major. *Haematologica*. 2008; 93(1): 116-9.
8. de Assis RA, Ribeiro AA, Kay FU, Rosemberg LA, Nomura CH, Loggetto SR, et al. Pancreatic iron stores assessed by magnetic resonance imaging (MRI) in beta thalassemic patients. *Eur J Radiol*. 2012; 81(7): 1465-70.
9. MD TJ. Thalassemia. Iron Overload. *Clinical Consequences and Iron*. 2009.
10. Wood JC. Impact of iron assessment by MRI. *Hematology / the Education Program of the American Society of Hematology American Society of Hematology Education Program*. 2011; 2011: 443-50.
11. Chu WC, Au WY, Lam WW. MRI of cardiac iron overload. *Journal of magnetic resonance imaging : JMRI*. 2012; 36(5): 1052-9.
12. Mavrogeni S, Bratis K, van Wijk K, Kyrou L, Kattamis A, Reiber JH. The reproducibility of cardiac and liver T2* measurement in thalassemia major using two different software packages. *The international journal of cardiovascular imaging*. 2013.
13. Jeffrey Hayden RTRMPW AAMMZ. *Magnetic Resonance Imaging Quality Control Manual* 2004.
14. Och JG, Clarke GD, Sobol WT, Rosen CW, Mun SK. Acceptance testing of magnetic resonan imaging systems: report of AAPM Nuclear Magnetic Resonance Task Group No. 6. *Med Phys*. 1992; 19(1): 217-29.
15. Price RR, Axel L, Morgan T, Newman R, Perman W, Schneiders N, et al. Quality assurance methods and phantoms for magnetic resonance imaging: report of AAPM nuclear magnetic resonance Task Group No. 1. *Med Phys*. 1990; 17(2): 287-95.

16. Romeo F, Hoult DI. Magnet field profiling: analysis and correcting coil design. *Magnetic resonance in medicine : official journal of the Society of Magnetic Resonance in Medicine / Society of Magnetic Resonance in Medicine*. 1984; 1(1): 44-65.
17. Yablonskiy DA, Haacke EM. Theory of NMR signal behavior in magnetically inhomogeneous tissues: the static dephasing regime. *Magnetic resonance in medicine : official journal of the Society of Magnetic Resonance in Medicine / Society of Magnetic Resonance in Medicine*. 1994; 32(6): 749-63.
18. St Pierre TG, Clark PR, Chua-anusorn W, Fleming AJ, Jeffrey GP, Olynyk JK, et al. Noninvasive measurement and imaging of liver iron concentrations using proton magnetic resonance. *Blood*. 2005; 105(2): 855-61.
19. Storey P, Thompson AA, Carqueville CL, Wood JC, de Freitas RA, Rigsby CK. R2* imaging of transfusional iron burden at 3T and comparison with 1.5T. *Journal of magnetic resonance imaging : JMRI*. 2007; 25(3): 540-7.
20. Anwar M, Wood J, Manwani D, Taragin B, Oyeku SO, Peng Q. Hepatic Iron Quantification on 3 Tesla (3 T) Magnetic Resonance (MR): Technical Challenges and Solutions. *Radiology research and practice*. 2013; 2013: 1-7.
21. Alam MH, Smith GC, He T, Carpenter J, Baksi AJ, Wage R, et al. Myocardial iron assessment by T2* cardiovascular magnetic resonance at 3 Tesla. *Journal of Cardiovascular Magnetic Resonance*. 2014; 16(Suppl 1): P310.
22. Alustiza Echeverria JM, Castiella A, Emparanza JI. Quantification of iron concentration in the liver by MRI. *Insights into imaging*. 2012; 3(2): 173-80.
23. Brittenham GM, Badman DG, National Institute of D, Digestive, Kidney Diseases W. Noninvasive measurement of iron: report of an NIDDK workshop. *Blood*. 2003; 101(1): 15-9.
24. Carpenter JP, He T, Kirk P, Roughton M, Anderson LJ, de Noronha SV, et al. On T2* magnetic resonance and cardiac iron. *Circulation*. 2011; 123(14): 1519-28.



อิทธิพลการคลาย sacrotuberous ligament ด้วยการทดสอบ Faber ในคนสุขภาพดี

พรสิริ ประเสริฐกิจกุล¹ ชมพูนุท สุวรรณศรี^{1*} และ อรรถพร มงคลภัทรสุข¹

Received: February 11, 2018

Revised: June 3, 2018

Accepted: June 11, 2018

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์: เปรียบเทียบระยะห่างระหว่าง head of fibula ถึงเตียงที่ใช้ทดสอบด้วย Faber ก่อน และ หลังการคลาย sacrotuberous ligament (ST ligament).

วิธีการ : ผู้เข้าร่วมวิจัยสุขภาพดี 30 คน (เพศชาย 8 คน และ เพศหญิง 22 คน) ได้รับการทดสอบ Faber โดยนักกายภาพบำบัด พบความตึงของ ST ligament แตกต่างกัน ดังนี้ ข้างขวา, ซ้าย เท่ากับ 12 และ 18 ข้าง ตามลำดับ โดยทำการวัดระยะห่างระหว่าง head of fibula ถึงเตียง ก่อน และ หลังการคลาย ST ligament โดยนักกายภาพบำบัดอีกท่าน

ผลการดำเนินการ : ค่าเฉลี่ยของระยะห่างระหว่าง head of fibula ถึงเตียง ก่อน และ หลังการคลาย ST ligament เท่ากับ 12.42 ± 4.30 เซนติเมตร และ 9.00 ± 4.71 เซนติเมตร ตามลำดับ และ มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญที่ $p < 0.001$.

สรุป : การคลาย ST ligament สามารถลดระยะห่างระหว่าง head of fibula ถึงเตียง ในการทดสอบด้วย Faber ในคนสุขภาพดี

คำย่อ : ST ligament = sacrotuberous ligament, QL = quadratus lumborum, SIJ = sacroiliac joint, KLIMB = Kinematic linkage muscle imbalance

คำสำคัญ: Sacrotuberous ligament, Sacroiliac joint, Muscle linkage, Faber test, Sign of 4

¹ คณะกายภาพบำบัด มหาวิทยาลัยมหิดล 198/2 ถนนสมเด็จพระปิ่นเกล้า แขวงบางยี่ขัน เขตบางพลัด กรุงเทพฯ 10700

*ผู้รับผิดชอบบทความ



Influence of releasing sacrotuberous ligament to Faber test in healthy individuals

Pornsiri Prasertkijkul¹, Chompunoot Suwanasri^{1*} and Attaporn Mongkonpattarasuk¹

Received: February 6, 2018

Revised: May 14, 2018

Accepted: Jun 4, 2018

Abstract

Objectives: To compare perpendicular distances from the head of fibula to the examining table on the Faber test before and after releasing sacrotuberous ligament (ST ligament).

Method : Thirty healthy people participated in this study (8 males and 22 females) volunteered. A physical therapist (PT) performed the Faber test to identify whose leg was tighter; 12 right and 18 left sides. A PT measured the distance between head of fibula to the table surface during the Faber test before and after the ST ligament was released by another PT.

Results : Mean distance between head of fibula to table before releasing ST ligament was 12.42 ± 4.30 centimeters, while after release the distance STL was 9.00 ± 4.71 centimeters a significant difference ($p < 0.001$).

Conclusion : The effect of released ST ligament could decrease the distance between head of fibula and table surface in the Faber test

Abbreviation : ST ligament = sacrotuberous ligament, QL = quadratus lumborum, SIJ = sacroiliac joint, KLIMB = Kinematic linkage muscle imbalance

Keywords: Sacrotuberous ligament, Sacroiliac joint, Muscle linkage, Faber test, Sign of 4

Faculty of Physical Therapy, Mahidol University, Bangkok, Thailand

*Corresponding author: (e-mail: Chompunoot.suw@mahidol.ac.th)

Introduction

Mobility of the sacroiliac joint (SIJ) is mainly passive structure, occurs in three planes with a few degrees of movement. This motion is only 0.5-1.6 mm for translation and up to 4 degrees for rotation according to X-ray analysis⁽¹⁾. The main movement of SIJ is rotation of the sacrum relatively to the iliac bone. Although no muscle moves the SIJ directly, the movements of this joint depend on the rectus femoris, adductor muscles of hip joint, sartorius, iliacus⁽²⁾, gluteus maximus⁽⁴⁾ and hamstrings^(4,5) (especially biceps femoris⁽³⁾) muscle.

Besides these muscles, there are some ligaments so-called “self-bracing the pelvis”⁽⁶⁾. The important ligaments which have an influence on the SIJ such as sacrotuberous (ST) ligament (connecting the sacrum to ischial tuberosity⁽³⁾), long dorsal sacroiliac ligament (connecting the sacrum to posterior superior iliac spine) and sacrospinous ligament⁽⁷⁾ (connecting the ischial spine to the sacrum-coccyx).

The ST ligament is one of important structures of the SIJ attached from the lower lumbar spine to posterior portion of the iliac crest. This ligament plays 2 roles: 1) to stabilize the SIJ while this joint is moving and 2) to control the range of movement of the SIJ^(2,3). Hammer N. et al 2013 found that if ST ligament has the tension, it decreases of nutation. If the long dorsal sacroiliac ligament has the tension, sacrum is happened the counternutation⁽¹⁾. Sprains of the SIJ might also result from imbalance forces acting on ilium.

The relationship between SIJ to the part of the lower limb has been previously shown. The study of Van Wingerden et al found that there was a part of the long head of biceps femoris

which was attached to the ST ligament⁽⁸⁾. Thus it was presented that the role of ST ligament could affect to the movement of the lower limb.

Common problem of the pelvic girdle pain¹ comes from low back pain⁽⁷⁾ however, the SIJ was another cause of pain at pelvic girdle, also. Fortin JD. et al located of pain in SIJ by injected in healthy subjects. Pain from SIJ spread approximate caudally 10 cm. and 3 cm. laterally from posterior superior iliac spine⁽⁹⁾. The clinical test for SIJ are many test such as Gillet, Gaenslen's, Spring, Distraction /compression, Patrick's or sign of four or Faber test.⁽¹⁰⁾

The Faber test is one of the mobility test for SIJ combining ipsilateral hip flexion, abduction and external rotation positioning the heel on the contralateral knee in supine. The specificity, sensitivity of Faber's test is 81-100%, 50-77%, respectively, is reviewed by Stuber KJ⁽¹¹⁾. Meanwhile this test is positive if the patient felt pain at the pelvic girdle area. If there are only the tension, and the distance between knee and the table was higher than the other side. This distance showed that it may be tightened from the adductor muscle of hip joint or tension from ST ligament.

Releasing the ST ligament would decrease nutation has been anecdotal but the evidence to support this notation is still lacking. Seemingly the ST ligament has been overlooked. There was no other study previously investigating this ligament. Therefore, this study aimed to investigate the immediate effect of releasing the ST ligament on as measured by the distance between head of the fibula to the table in Faber's test.

Material and Methods:

Participants :

Thirty asymptomatic male and female volunteers, 19-26 years of age, were recruited. This protocol was approved by the Institutional Review Board, Mahidol University (MU-CIRB 2015/073.1405) and was registered at the Thai Clinical Trial Registry (TCTR) as an identification number TCTR 20170412002. The amount of volunteers was calculated the sample sized with drop out 20%. Participants were excluded due to have past history of musculoskeletal symptoms (e.g. scoliosis, fibromyalgia, pain at any regions, and instability of lower extremities caused by ligamentous injury, injury or trauma to lower extremities), endocrine disease, rheumatoid arthritis, pregnancy and had menstruation on the data collection day.

Instrumentation : A tape measure, a disappear ink pen (see the ink when use the ultraviolet light), Standard goniometers



Figure 1 Instruments A = Tape measure, B = disappear ink pen

Procedure :

Prior to participate in this study, the researchers explained details of data collection to the participants and the latter signed inform consent.

Each participant initially received a battery of tests for physical assessment from two experienced physical therapists (more than 5

years). The inter-reliability of the distance between head of fibula and the table in Faber test of the first (PT1) and second physical therapists (PT2) were 0.867. So, PT2 who was chosen for measure the distance, the intra-reliability of the PT2 was 0.947. This physical assessment was aimed to investigate which the participant's side had more ST ligament tightness by Faber test, compared to the other side. This particular side was chosen to receive ligament release.

Faber test ; we did the test both side to compare which side have tension

The first physical therapist (PT1) set the Faber test position (the side of test leg is flexed, abducted, and external rotation of hip joint, the heel on the other side of knee in supine lying) and placed one hand onto the anterior superior iliac spine (ASIS) of the opposite leg, the other hand on the top of knee joint of the test leg. Then lowered the test leg until the ASIS in opposite side lifting up. The PT1 decided which leg was more tighten. Then the second physical therapist (PT2) measured the distance between the head of fibula of the test leg and the table using a tape measure. (**Figure 2**)



Figure 2 The second physical therapy measured the distance between the head of fibula of the test leg and the examining table

Palpation of ST ligament

The position of the participants were side lying, flexion hip and knee 90° of the ST ligament tension side. The lower leg extended the knee. The PT1 palpated the ST ligament by tracking imaginary line which was perpendicular to the midpoint between ischial tuberosity and sacrum 1 inch. (Figure 3)

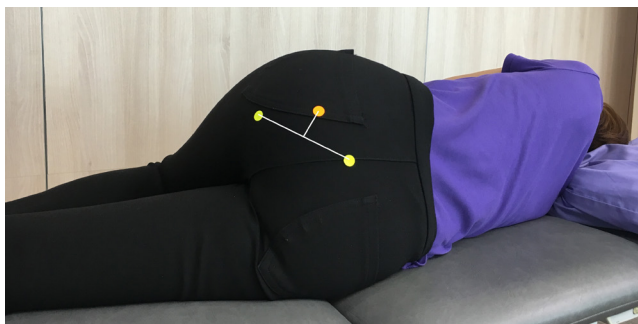


Figure 3 The ST ligament (A) which showed the tracking imaginary line from the midpoint of ischial tuberosity to sacrum 1 inch.

In our pilot study, we investigated an agreement of ST ligament in ten subjects by palpation between PT1 and PT2. These two physical therapists marked ST ligament twice for each person (by a disappear ink pen). The agreement of palpation of the ST ligament by marked 2 times of the PT1 was 100% (PT2 was 80% of the agreement). If two marked were more than 50% of overlapped point, it mean that 100% coincide.

PT1 placed both thumbs on the ST ligament and slightly release pressure from the shoulder of the upper thumb (the dominant thumb was on the another thumb) (Figure 4)

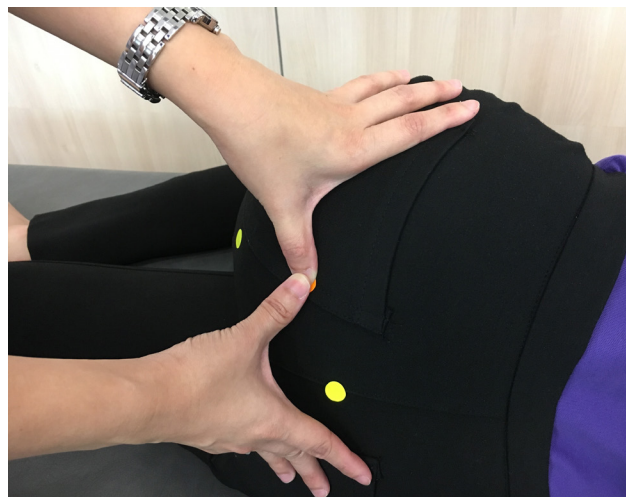


Figure 4 Release ST ligament by place the dominant side on the PT's upper thumb

Data analysis

The data were normally distribution by Kolmogorov Smirnov test. We performed statistical analysis using SPSS (version 19). Comparison of distance from head of fibula to examining table between pre and post releasing ST ligament was performed using paired t test.

Results

Thirty participants (8 males and 22 females). Twelve persons had more ST ligament tension on the right, while the rest had more tension on the left. Descriptive data of their characteristics were displayed in **Table 1**

Table 1 Participants' characteristics (n=30)

Characteristics	Mean $\pm$ SD
Age (years)	20.40 $\pm$ 1.10
Weight (kilograms)	54.65 $\pm$ 9.62
Height (centimeters)	162.42 $\pm$ 7.72
BMI (kilogram/meter ²)	20.65 $\pm$ 2.90
Leg-dominant (right/left)	12/18

The mean of distance between the head of fibula to the table surface before releasing ST ligament was 12.42 ± 4.30 centimeters, while that after releasing such ligament was 9.00 ± 4.71 centimeters. (Table 2) The means of such distance between pre- and post-releasing the ST ligament were significantly different ($t_{df=29} = 5.26, p > 0.00$). (Table 3) The perpendicular distance between the femoral condyle and the table in Faber test of the post-test after release ST ligament was less than that of the pre-test.

Table 2. Mean, Standard deviation and standard error mean of the distance between head of fibula to couch surface before and after releasing ST ligament in 30 healthy subjects

position	Mean (cm.)	SD	Std. Error Mean
Faber before	12.42	4.30	.78
Faber after	9.00	4.71	.86

Discussion and Conclusion

The present study was to evaluate the effect of releasing ST ligament on the distance of head of fibula measured in the Faber test position. Mean and standard deviation between head of fibula to table surface before and after releasing ST ligament were 12.42, 9.00, respectively. This result of this present study demonstrate that releasing ST ligament significantly increased position of hip in Faber test, by ($p < 0.0001$). Our participants were healthy subjects who were not pain during the Faber test position. However, they showed the different tension of legs by the distance from head of fibula to the table.

Function of the SIJ is to transfer loads between the spine and legs⁽⁸⁾, allow shock and shear absorption and minimize energy for gait. Changing from quadrupeds to bipeds for allowing activities in humans (e.g. standing, sitting, walking) adaptation of pelvis (e.g. ilium, pubis, ischium, ligaments and muscle are increased stability of pelvic girdle⁽¹²⁾. For stability, 1993 Snijders C.J. et al.⁽⁶⁾ suggested a self-bracing effect or phenomenon which protects the SIJ against shear loading. The model included a large numbers of muscles and ligaments such as the gluteus maximus, piriformis muscle, ST, sacrospinal, and long dorsal and interosseous sacroiliac ligaments, which can be tested with the Faber's test⁽⁶⁾.

The Faber test or sign of four is the standard special test for assessment of sacroiliac joint^(13,14). Its position of knee is flexed, ankle is placed on the opposite of thigh, the hip in flexion, abduction and external rotation. Dreyfuss 1996, Broadhurst, 1998, Broadhurst, 1998 found that the sensitivity were 69%, 77%, 50%, respectively, and the specificity were 16%, 100%, 100%, respectively⁽¹¹⁾. If the distance of the knee from the table was high, the limitation of SIJ may be the secondary problem of low back pain. Decreased tension of the ST ligament should increase sacrum nutation⁽⁷⁾ and LBP region related to this ligament⁽¹⁵⁾. This research was conducted to released the ST ligament in 30 healthy subjects at the affected side which had ST ligament more tighten than the other side. The mean and standard deviation of the distance from head of fibula to the examining table in Faber's test before-after releasing ST ligament were 12.42 ± 4.3 , 9.0 ± 4.71 cm, respectively.

Table 3 Paired T test between before and after releasing ST ligament in 30 healthy subjects.

	Paired Differences					<i>t</i>	Sig. (2-tailed)
	Mean	SD	Std. Error Mean	95% Confidence Interval of the Difference			
				Lower	Upper		
Faber be- fore-after	3.42	3.56	.65	2.09	4.74	5.26	.0001

The ST ligament which attached sacrum, ilium and coccyx to ischial tuberosity, has close anatomical relations with erector spinae/ multifidus gluteus maximus, biceps femoris muscle, contralateral of thoracolumbar fascia and latissimus dorsi¹³. The main movements in the SIJ are forward-backward rotation of sacrum relative to the iliac bones or nutation-counternutation. Nutation is the movement for prepare the pelvis for increased loading by slackened of ST ligament.

This study demonstrated that releasing the ST ligament could be increased the action of Faber's test. If low back pain patients who were suspected of counter-nutation of sacrum, releasing ST ligament may decreased pain.

Acknowledgement : The concept of this study follows the Kinematic Linkage Muscle Imbalance which is originated from Ass. Prof. Preecha Danvarjor.

References

1. Hammer N, Steinke H, Lingslebe U, Bechmann I, Josten C, Slowik V. Ligamentous influence in pelvic load distribution. *Spine J* 2013; 13: 1321–30.
2. Andersson E, Oddsson L, Grundstrom H, Thorstensson A. The role of the psoas and iliacus muscles for stability and movement of the lumbar spine, pelvis and hip. *Scand J Med Sci Sports*. 1995; 5:10-6.
3. Woodley SJ, Kennedy E, Mercer SR. Anatomy in practice: the ST ligament. *N Z J Physiother*. 2005; 33(3): 91-4.
4. Amir AM, Mohammad NR, Ali M. The relationship between hamstring length and gluteal muscle strength in individuals with SIJ dysfunction. *J Man Manip Ther*. 2011; 19(1): 5-10.
5. Sato K, Nimura A, Yamaguchi K, Akita K. Anatomical study of the proximal origin of hamstring muscles. *J Orthop Sci* 2012; 17: 614–18.
6. Snijders C J, Vleeming A, Stoeckart R. Transfer of lumbosacral load to iliac bones and legs; Part 1: Biomechanics of self-bracing of the sacroiliac joints and its significance for treatment and exercise. *Clin. Biomech*. 1993; 8: 285-94.

7. Vleeming A, Mooney V, Stoeckart R. Movement, stability & lumbopelvic pain; integration of research and therapy. 2nd ed., Edinburgh:Churchill Livingstone 2007.
8. Kim YH, Yao Z, Kim K, Park WM. Quantitative investigation of ligament strains during physical tests for SIJpain using finite element analysis. Man Ther 2014; 19:235-41.
9. Fortin JD, Dwyer AP, West S, Pier J. Sacroiliac joint: pain referral maps upon applying a new injection/arthrography technique. Part I: asymptomatic volunteers. Spine 1994; 19(13): 1475-82.
10. Wurff P, Meyne W, Hagmeijer RHM. Clinical tests of the sacroiliac joint. Man Ther 2000; 5(2): 89-96.
11. Stuber KJ. Specificity, sensitivity, and predictive values of clinical tests of the sacroiliac joint:a systematic review of the literature. J Can Chiropr Assoc 2007; 51(1): 30-41.
12. Sanchis-Moysi J, Fernando I, Izquierdo M, Calbet JA, Dorado C. The hypertrophy of the lateral abdominal wall and quadratus lumborum is sport-specific: an MRI segmental study in professional tennis and soccer players. J Sports Biomech. 2012; 12(1): 54-67.
13. Woodley SJ, Kennedy E, Mercer SR. Anatomy in practice: the ST ligament. NZ J of Physiotherapy 2005; 33(3): 91-4.
14. Laslett M, Young SB, Aprill CN, McDonald B. Diagnosing painful sacroiliac joints : a validity study of a Mc Kenzie evaluation and sacroiliac provocation tests. Aust J Physiother 2003; 49:89-97.
15. Vleeming A, Stoeckart R, Snijders CJ. The sacrotuberous ligament: a conceptual approach to its dynamic role in stabilizing the sacroiliac joint. Clin Biomech 1989; 4(4): 201-3.

การทำนายผลบวกปริมาณ CD4⁺T cell จากผลการตรวจ CBC ในผู้ติดเชื้อเอชไอวี โรงพยาบาลสิรินธร จังหวัดขอนแก่น

วิรัช พวงภู^{1*} และ ราตรี สีส่วงค์เทวัญ²

Received: August 7, 2018

Revised: October 5, 2018

Accepted: October 10, 2018

บทคัดย่อ

โรคติดเชื้อเอชไอวี เป็นปัญหาสำคัญระดับโลก การติดเชื้อนี้ทำให้ CD4⁺T cell ถูกทำลาย และการทำงานของระบบ CMI ลดลง จึงใช้ CD4⁺T cell เป็นตัวติดตามระยะของโรคและประเมินผลการรักษา แต่อย่างไรก็ตามการตรวจหา CD4⁺T cell โดยใช้เครื่อง flow cytometry นี้ใช้เฉพาะในโรงพยาบาลขนาดใหญ่และยังมีข้อจำกัดของการนำมาใช้ในโรงพยาบาลชุมชน ดังนั้นผู้วิจัยจึงหาความสัมพันธ์ของการทำนายค่า Positive Predictive Value (PPV) ของปริมาณ CD4⁺T cell จากจำนวน Total Lymphocyte Count (TLC) เพื่อช่วยในการวางแผนการรักษาและส่งผลให้ผู้ป่วยได้รับยาอย่างทันท่วงที เป็นการป้องกันโรคติดเชื้อฉวยโอกาส ในผู้ป่วยที่มีค่า CD4⁺T cell < 200 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร ผู้วิจัยใช้ฐานข้อมูลจากห้องปฏิบัติการ โรงพยาบาลสิรินธร จังหวัดขอนแก่น โดยดำเนินการเก็บรวบรวมข้อมูลการตรวจค่า CD4⁺T cell ด้วยเครื่อง FAC Scan, CBC และ TLC ระหว่างปี พ.ศ. 2556-2557 จำนวน 2,640 ตัวอย่าง แล้วคำนวณค่า TP, TN, FP, FN, PPV, NPV, sensitivity and specificity ที่ TLC ระดับต่างๆ สถิติที่ใช้ในการวิเคราะห์ข้อมูลได้แก่ การหาค่าสหสัมพันธ์ (correlation coefficient, r) สถิติอนุมานสำหรับสองประชากรแบบไม่อิสระต่อกัน (statistical inference for paired samples –T test) และการทดสอบการกระจายข้อมูล ด้วยโปรแกรมสำเร็จรูป SPSS โดยกำหนดระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ $p < 0.05$ ผลการศึกษาพบว่า ค่า r ระหว่าง TLC และ PPV = -0.977 แสดงถึงความสัมพันธ์ชนิดผกผันเชิงเส้นสูงมาก สำหรับค่า y-intercept และ slope เท่ากับ 122.178 และ -0.042 ตามลำดับ โดยที่ค่า Adj-PPV = 122.178 – (0.042 x TLC) สำหรับค่า r ของ PPV และ Adj-PPV = 0.977 ซึ่งมีความสัมพันธ์เชิงเส้นสูงมาก และหากทดสอบด้วย paired samples T-test = 0.856 แสดงว่าค่าเฉลี่ยทั้งสองกลุ่มไม่มีความแตกต่างทางสถิติ ($p < 0.05$) สรุปผลการศึกษา จากการศึกษาครั้งนี้พบว่า สามารถใช้ค่า TLC จากผลการตรวจ CBC ซึ่งจัดเป็นการทดสอบพื้นฐานในการประมาณค่า Adj-PPV ได้ ซึ่งถือว่าเป็นอีกทางเลือกหนึ่งในการนำค่าเหล่านี้ไปประยุกต์ใช้วางแผนการรักษาผู้ป่วยที่ติดเชื้อเอชไอวี ในโรงพยาบาลชุมชนที่ไม่มีเครื่อง flow cytometry ต่อไป

คำสำคัญ: HIV, CD4⁺T cell, Total Lymphocyte Count (TLC), PPV, Adj-PPV

¹กลุ่มงานพยาธิวิทยาคลินิก โรงพยาบาลสิรินธร จังหวัดขอนแก่น

²สถานวิทยาศาสตร์พรีคลินิก คณะแพทยศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์ ศูนย์รังสิต จังหวัดปทุมธานี

*ผู้รับผิดชอบบทความ



The benefit of positive predictive value of CD4⁺ T cells derived from CBC parameters in HIV infected patients in Sirinthorn Hopspital, Khon Kaen Province

Virach Puangpoo^{1*}, Ratre Leelawongtawon²

Abstract

HIV is a major problem in the world. This infection causes the CD4⁺ T cell to be damaged and the functioning of the CMI decreases. CD4⁺ T cell is used as a tracer for disease diagnosis and evaluation. However, the detection of CD4⁺ T cells using the flow cytometry system is only used in large hospitals and there is limited use in community hospitals. Therefore, the researchers sought to determine the positive predictive value (PPV) of CD4⁺ T cells from the total lymphocyte count (TLC) to help in the treatment planning and to prompt patients to receive the drug. Prevention of opportunistic infections in patients with CD4⁺ T cell <200 cells / mm³. Researchers use the database from the laboratory, Sirindhorn Hospital, Khon Kaen province. Data collection for CD4⁺ T cell was performed by FACScan, CBC and TLC 2,640 samples between the years 2013 to 2014. Calculate TP, TN, FP, FN, PPV, NPV, sensitivity and specificity at various TLC levels. Statistics used in data analysis (SPSS program) include: correlation coefficient (r), statistical inference for paired samples (T test), and Distribution Test. The statistically significant was set at p -value <0.05. The results showed that the r values between TLC & PPV = -0.977. The y-intercept and slope were 122.178 and -0.042, respectively. The adjustment of PPV resulted in the strong regression correlation as shown by the r value = 0.977. The comparative means of TLC and adj-PPV were not statistically significant (p = 0.856). These parameters were used interchangeably. In conclusion, this study revealed the strong regression correlation of Adj-PPV and TLC may be used to predict the amount of CD4 T cells in HIV-infected individuals. These could help clinical management of AIDS in healthcare providers, particularly, in the hospital from remote areas that did not have flow cytometry instrument.

Keywords: HIV, CD4⁺T cell, Total Lymphocyte Count (TLC), PPV, Adj-PPV

¹Sirinthorn Hospital, Khon Kaen province, Thailand

²Preclinical Science Institute, Faculty of Medicine, Thammasat University (Rangsit campus) Pathumtani, Thailand

*Corresponding author: (e-mail: ppvirach@hotmail.com)

บทนำ

CD4 หรือ Cluster of differentiation 4 คือ สารโปรตีนชนิดหนึ่งที่เรียกว่าไกลโคโปรตีน ซึ่งอยู่บนผิวเซลล์เม็ดเลือดขาวชนิดที่ทำงานเกี่ยวข้องกับระบบภูมิคุ้มกันต้านทานโรคของร่างกาย ในที่นี้คือ CD4⁺T cell ในทางคลินิกการรักษาและการพยากรณ์โรคเอชไอวี/โรคเอดส์จะขึ้นกับปัจจัยสำคัญปัจจัยหนึ่ง คือ ค่า CD4⁺T cell (CD4 cell) ซึ่งจะตรวจได้จากการตรวจเลือด ที่เรียกว่า “CD4 cell count” ที่ค่าปกติจะอยู่ที่ 500-1,500 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร ซึ่งในผู้ป่วยเอชไอวีที่มีค่า CD4 cell count ต่ำกว่า 200 มักมีการพยากรณ์โรคที่ไม่ดี โรคมักลุกลามและมีโอกาสติดเชื้อต่างๆที่รุนแรงจนเป็นเหตุให้เสียชีวิตได้^(1,2) สำหรับผู้ติดเชื้อเอชไอวี/โรคเอดส์ ยังเป็นปัญหาสำคัญระดับโลก รวมทั้งประเทศไทยด้วย ดังนั้นประเทศไทยจึงได้กำหนดยุทธศาสตร์แห่งชาติว่าด้วยการยุติปัญหาเอดส์ พ.ศ. 2560-2573⁽³⁾ จำนวน 3 เป้าประสงค์ 6 ยุทธศาสตร์ และ 17 ผลลัพธ์ เพื่อลดอัตราการตาย จากงานวิจัยพบว่า การติดเชื้อเอชไอวี ทำให้ CD4⁺T cell ถูกทำลาย มีผลทำให้ระบบภูมิคุ้มกันต้านทานลดลง จึงใช้เป็นตัวติดตามระยะของโรคและประเมินการรักษา⁽⁴⁾ ดังนั้นการทราบระดับของ CD4⁺T cell เบื้องต้น ด้วยค่าการทำนายผลบวก (Positive Predictive Value: PPV) ของปริมาณ CD4⁺T cell จากจำนวน ลิมโฟไซต์ทั้งหมด (Total Lymphocyte Count, TLC) น่าจะมีส่วนช่วยในการวางแผนการรักษาผู้ติดเชื้อ และหากได้รับยาที่รวดเร็ว จะส่งผลให้สามารถลดอัตราการตายได้ตามเป้าประสงค์ข้างต้นได้

ในปัจจุบัน การตรวจหาปริมาณ CD4⁺T cell โดยใช้เครื่อง Flow Cytometry⁽⁵⁾ ซึ่งเป็นเครื่องมือที่อาศัยเทคโนโลยีขั้นสูงและมีความซับซ้อน จึงต้องอาศัยบุคลากรที่มีความเชี่ยวชาญเฉพาะด้าน นอกจากนี้ราคาต้นทุนยังสูงอีกด้วย ดังนั้นจึงเปิดให้บริการเฉพาะในโรงพยาบาลขนาดใหญ่ เช่น โรงพยาบาลมหาวิทยาลัย โรงพยาบาลศูนย์ เป็นต้น แต่จะไม่เปิดให้บริการในโรงพยาบาลขนาดเล็ก เช่น โรงพยาบาลชุมชน ทำให้โรงพยาบาลชุมชนต้องส่งส่งตรวจไปตามระบบของสายงานต่อไป ในเมื่อโรงพยาบาลชุมชนทุกแห่ง ต้องให้บริการตรวจความสมบูรณ์ของเลือด หรือ Complete Blood

Count (CBC) อยู่แล้ว ซึ่งการตรวจความสมบูรณ์ของเลือดประกอบด้วย การหาค่าความเข้มข้นของเม็ดเลือดแดง (Hct) การหาค่าปริมาณฮีโมโกลบิน (Hb) การนับจำนวนเม็ดเลือดขาว (WBC count) และการนับแยกเม็ดเลือดขาวชนิดต่างๆ (Differential WBC count) ส่งผลให้ทราบปริมาณของลิมโฟไซต์ทั้งหมดด้วย(TLC) ค่าดังกล่าวมีความน่าเชื่อถือเพราะมีระบบประกันคุณภาพภายใน อีกทั้งมีองค์กรภายนอก เช่น สำนักมาตรฐานห้องปฏิบัติการกรมวิทยาศาสตร์การแพทย์ กระทรวงสาธารณสุข กำกับดูแลอีกด้วย แต่อย่างไรก็ตามจากการศึกษาที่ผ่านมาความสัมพันธ์ระหว่างค่า TLC และ ปริมาณ CD4⁺T cell อยู่ในระดับต่ำ ไม่สามารถประยุกต์ใช้โดยอาศัยการคำนวณค่าทางสถิติเพื่อทำนายปริมาณ CD4⁺T cell ได้ ดังนั้นผู้วิจัยจึงมีแนวคิดที่จะนำค่า positive predictive value (PPV) ไปประยุกต์ใช้โดยอาศัยการคำนวณค่าทางสถิติ เพื่อทำนายปริมาณ CD4⁺T cell ในโรงพยาบาลชุมชน จากค่า TLC ในผู้ติดเชื้อเอชไอวี ระดับปริมาณ CD4⁺T cell ที่ต่ำกว่า 200 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร จัดเป็นโรคเอดส์ระยะที่ 3 ควรได้รับการดูแลอย่างใกล้ชิด เนื่องจากผู้ติดเชื้อนี้มีความเสี่ยงต่อโรคติดเชื้อฉวยโอกาสชนิดต่างๆ เช่น *Pneumocystis jirovecii*, *Candida albicans*, *Mycobacterium tuberculosis* เป็นต้น^(6,7) จึงจำเป็นต้องได้รับการรักษาอย่างทันท่วงที การนัดให้ผู้ป่วยมารับผลเลือดในอีกหลายวันข้างหน้าเป็นความเสี่ยงต่อการผัดผ่อนของผู้ป่วย อาจนำมาซึ่งการเสียชีวิตได้

วัตถุประสงค์ เพื่อทำนายผลบวก (PPV) ของปริมาณ CD4⁺T cell จาก Total Lymphocyte Count (TLC) ประกอบด้วย

1. หาค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (Correlation coefficient: r) ระหว่างจำนวน TLC กับ PPV ของ CD4⁺T cell ที่ cut off < 200 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร
2. หาค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยและค่าคงที่ (regression coefficient/slope and y-intercept) และค่าทำนาย PPV จาก TLC เรียกว่า Adjust-PPV
3. ทดสอบทางสถิติ ค่าเฉลี่ยของ PPV กับ Adj-PPV มีความแตกต่างกันทางสถิติหรือไม่

วิธีการศึกษาและสถิติที่ใช้

ผู้วิจัยได้รวบรวมข้อมูลผลการตรวจหาปริมาณ CD4⁺ T cell ระหว่าง ปี 2556-2557 โดยวิเคราะห์จากตัวอย่างเลือดในหลอดทดลองที่มีสารกันเลือดแข็งที่ส่งตรวจในงานภูมิคุ้มกันวิทยา กลุ่มงานพยาธิวิทยาคลินิก โรงพยาบาลสิรินธร จังหวัดขอนแก่น จำนวน 2,719 ตัวอย่าง ด้วยเครื่องวิเคราะห์ flow cytometry รุ่น FAC Scan และผู้วิจัยได้พิจารณาตัดข้อมูลที่มีค่า WBC มากกว่า 11,000 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตรทำให้เหลือตัวอย่างที่ใช้ศึกษาจำนวน 2,640 ตัวอย่างทั้งนี้เนื่องจากปริมาณเม็ดเลือดขาวที่สูงอาจทำให้ผลของ TLC เปลี่ยนแปลงได้ สถิติที่ใช้สำหรับการวิเคราะห์ข้อมูลนั้น กระทำได้โดยใช้ค่าสถิติต่างๆ ดังนี้

1. ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์หรือ correlation coefficient (r), linear regression, one-sample Kolmogorov-Smirnov test และ paired samples t-test ด้วยโปรแกรมสำเร็จรูป หาค่าของ true positive (TP), true negative (TN), false positive (FP) และ false negative (FN) ที่ TLC ระดับต่างๆ กัน และหาค่าร้อยละ positive predictive value (PPV), negative predictive value (NPV), ค่าความไว (sensitivity) รวมทั้งค่าความจำเพาะ (specificity) ที่ระดับ TLC ต่างๆ กัน

2. การคำนวณค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (correlation coefficient: r) ระหว่าง TLC กับ PPV โดยกำหนดค่า cut off ของ CD4⁺ T cell < 200 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร

3. สำหรับการคำนวณหาค่าคงที่ ประกอบด้วย y-intercept และ regression coefficient (slope) เพื่อใช้ทำนายค่าพยากรณ์ adjusted positive predictive value (Adj-PPV) จาก TLC และเมื่อกำหนด TLC เป็นตัวแปรอิสระ (independent variable) และ PPV ตัวแปรตาม (dependent variable) ด้วย linear regression และนำค่าคงที่ดังกล่าวไปคำนวณ Adj-PPV ด้วยสมการ single linear equation, $\hat{Y} (y \text{ hat}) = a + bx$ โดยกำหนดค่า cut off ของ CD4⁺ T cell < 200 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร

4. ทดสอบการกระจายข้อมูลระหว่าง Adj-PPV และ PPV ด้วย one-sample Kolmogorov-Smirnov test เพื่อดูว่าการแจกแจงข้อมูลเป็นปกติหรือไม่

5. ทดสอบความแตกต่างค่าเฉลี่ยของ Adj-PPV cell กับ PPV ด้วย paired samples t-test

ผลการศึกษา

1. จากการศึกษา ค่า TP, TN, FP และ FN ที่ TLC ระดับต่างๆ ตั้งแต่ 600-2,700 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร พบว่า TLC ต่ำกว่า 600 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร มีจำนวน 30 ตัวอย่าง มีจำนวน CD4⁺ T cell ต่ำกว่า 200 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร เท่ากับ 30 ตัวอย่าง (TP) และ จำนวน CD4⁺ T cell มากกว่า 200 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร เท่ากับ 0 ตัวอย่าง (FP) สำหรับค่า TLC มากกว่า 600 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร มีจำนวน 2,610 ตัวอย่าง โดยมีจำนวน CD4⁺ T cell มากกว่า 200 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร เท่ากับ 2,172 ตัวอย่าง (TN) และ จำนวน CD4⁺ T cell ต่ำกว่า 200 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร เท่ากับ 438 ตัวอย่าง (FN) ดังแสดงในตารางที่ 1 สำหรับค่าร้อยละของ PPV, NPV, sensitivity และ specificity ที่ระดับ TLC ต่างๆ กันนั้น พบว่าที่ TLC ต่ำกว่า 600 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร ได้ค่า PPV เท่ากับร้อยละ 100 แสดงว่าค่า TLC ต่ำกว่า 600 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร จะมีค่า CD4⁺ T cell ต่ำกว่า 200 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร ทุกราย หรือหากค่า TLC ต่ำกว่า 700 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร จะให้ค่า CD4⁺ T cell ต่ำกว่า 200 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร ร้อยละ 97.87 ดังแสดงในตารางที่ 2

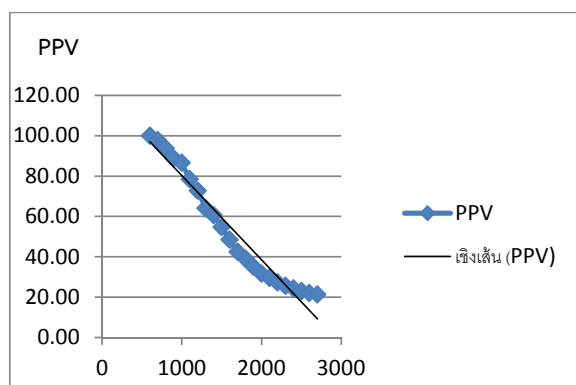
2. ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (r) ระหว่างค่า PPV และ TLC เท่ากับ -0.977 ดังแสดงในตารางที่ 3 และรูปที่ 1 ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (r) ระหว่างค่า Adj-PPV และ TLC เท่ากับ -1.00 ดังแสดงในตารางที่ 3 และรูปที่ 2 ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (r) ระหว่างค่า PPV และ Adj-PPV เท่ากับ 0.977 ดังแสดงในตารางที่ 3 และรูปที่ 3 อาจกล่าวได้ว่า ความสัมพันธ์ระหว่างค่า PPV และ TLC รวมทั้งความสัมพันธ์ระหว่างค่า Adj-PPV และ TLC มีความสัมพันธ์ชนิดผกผันเชิงเส้นสูงมาก อีกทั้ง PPV และ Adj-PPV ให้ค่าความสัมพันธ์เชิงเส้นสูงมากเช่นกัน

3. ผลคำนวณหาค่าคงที่ ของ y-intercept และ slope เพื่อทำนายค่าพยากรณ์ผลบวก CD4⁺ T cell (Adj-PPV) ที่ cut off CD4⁺ T cell ต่ำกว่า 200 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร จากค่า TLC และ PPV ด้วย Linear regression ได้ค่า y-intercept และ slope เท่ากับ 122.178 และ -0.042 ตามลำดับ ดังแสดงในตารางที่ 4 และหากนำค่าดังกล่าวไปแทนค่าด้วย สมการ Single linear equation จะได้ดังสมการ

$$Y (\text{Adj-PPV}) = 122.178 - (0.042 \times \text{TLC})$$

4. ผลการทดสอบความการกระจายข้อมูลด้วย One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test ของ TLC, PPV และ Adj-PPV เท่ากับ 1.00, 0.710 และ 1.00 ตามลำดับ ดังนั้นตัวแปรทั้ง 3 มีการแจกแจงข้อมูลเป็นปกติ เมื่อ $P > 0.05$ ยอมรับที่ระดับนัยสำคัญ (α) 0.05

5. ผลการทดสอบความแตกต่างค่าเฉลี่ย Adj-PPV กับ PPV ด้วย Paired Samples T-test เท่ากับ 0.856 แสดงว่าค่าเฉลี่ยทั้งสองกลุ่มไม่มีความแตกต่างทางสถิติที่ระดับนัยสำคัญ (α) 0.05 จึงสามารถนำมาใช้ประเมินทดแทนได้



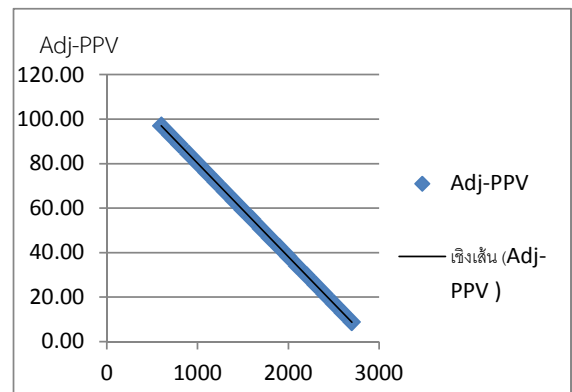
รูปที่ 1 แสดงลักษณะความสัมพันธ์ระหว่างค่า PPV กับ TLC

ตารางที่ 1 แสดงค่า TP, FP, TN, FN ที่ TLC ระดับต่างๆ

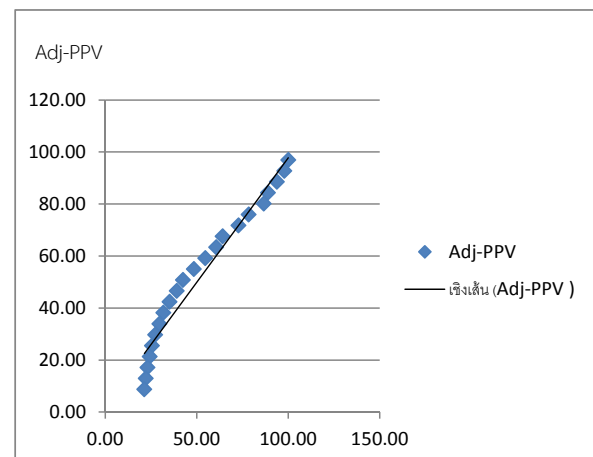
TLC (cell/mm ³)	TP	FP	TN	FN
600	30	--	2,172	438
700	46	1	2,171	422
800	61	4	2,168	407
900	80	10	2,162	388
1,000	104	16	2,157	363
1,100	131	36	2,136	337
1,200	155	58	2,114	323
1,300	168	94	2,078	300
1,400	199	129	2,043	269
1,500	243	201	1,971	225
1,600	269	286	1,886	199
1,700	289	391	1,781	179
1,800	317	495	1,677	151
1,900	334	615	1,557	134
2,000	346	742	1,430	122
2,100	367	870	1,302	101
2,200	377	1,004	1,168	91
2,300	393	1,141	1,031	75
2,400	402	1,251	921	66
2,500	410	1,367	805	58
2,600	411	1,447	725	57
2,700	418	1,536	634	50

ตารางที่ 2 แสดงค่า PPV, Adj-PPV, Sensitivity (%), Specificity (%) ที่ TLC ระดับต่างๆ

TLC (cell/ mm ³)	PPV	Adj-PPV	Sensitivity (%)	Specificity (%)
600	100.00	96.98	6.41	100.00
700	97.87	92.78	9.83	99.95
800	93.85	88.58	13.03	99.82
900	88.89	84.38	17.09	99.54
1,000	86.67	80.18	22.27	99.26
1,100	78.44	75.98	27.99	98.34
1,200	72.77	71.78	33.12	97.33
1,300	64.12	67.58	35.90	95.67
1,400	60.67	63.38	42.52	94.06
1,500	54.73	59.18	51.92	90.75
1,600	48.47	54.98	57.48	86.83
1,700	42.50	50.78	61.75	82.00
1,800	39.04	46.58	67.74	77.21
1,900	35.19	42.38	71.37	71.69
2,000	31.80	38.18	73.93	65.84
2,100	29.67	33.98	78.42	59.94
2,200	27.30	29.78	80.56	53.78
2,300	25.62	25.58	83.97	47.47
2,400	24.32	21.38	85.90	42.40
2,500	23.07	17.18	87.61	37.06
2,600	22.12	12.98	87.82	33.38
2,700	21.39	08.78	89.32	29.22



รูปที่ 2 แสดงลักษณะความสัมพันธ์ระหว่างค่า Adj-PPV กับ TLC



รูปที่ 3 แสดงลักษณะความสัมพันธ์ระหว่างค่า Adj-PPV กับ PPV

ตารางที่ 3 แสดงค่า correlations coefficient ของค่า TLC (Ab-Lym), PPV และ Adj-PPV

		TLC (Ab-Lym)	PPV	Adj-PPV
Ab-Lym	Pearson Correlation	1	-.977**	-1.000**
	Sig. (2-tailed)		.000	.000
	N	22	22	22
PPV	Pearson Correlation	-.977**	1	.977**
	Sig. (2-tailed)	.000		.000
	N	22	22	22
Adj-PPV	Pearson Correlation	-1.000**	.977**	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	
	N	22	22	22

**Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

ตารางที่ 4 แสดงค่า y-intercept และ regression coefficient (slope), Coefficients^a

	Model B	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		Std. Error	Beta			
1	(Constant)	122.175	3.616		33.792	.000
	TLC	-.042	.002	-.977	-20.465	.000

a. Dependent Variable: PPV

สรุปและข้อเสนอแนะ

จากการทบทวนบทความวิจัย การหาค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (r) ระหว่างค่า CD4⁺ T cell กับ TLC ของ Moses R Kanya และคณะ โดยใช้ตัวอย่างจำนวน 131 ตัวอย่าง พบว่ามีค่า r เท่ากับ 0.73⁽⁸⁾ แต่จากการศึกษาของผู้วิจัยครั้งนี้เท่ากับ 0.53 อย่างไรก็ตามผู้วิจัยศึกษาต่อ พบว่าค่า r ระหว่าง TLC กับ PPV เท่ากับ -0.977 ซึ่งให้ค่าสัมพัทธ์ชนิดผกผันเชิงเส้นระดับสูงมากและการศึกษาครั้งนี้พบว่าค่า PPV เท่ากับร้อยละ 100 ที่ระดับ TLC ต่ำกว่า 600 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร แต่การศึกษาของ Moses R Kanya และคณะ ค่า TLC ต่ำกว่า 1,200 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร นอกจากนี้การศึกษาของ Alirez Abdolli และคณะ พบว่า ค่าร้อยละ PPV ที่ระดับ TLC ต่ำกว่า 1,100 และ 1,800 เซลล์/ลูกบาศก์

มิลลิเมตร เท่ากับร้อยละ 72.54 และ 21.24⁽⁹⁾ ตามลำดับ ซึ่งค่า PPV ขึ้นกับความชุกชุมของโรค ผู้วิจัยคำนวณหาค่าของ y-intercept และ slope จาก TLC และ PPV ด้วย Linear regression ได้ค่า y-intercept เท่ากับ 122.178 และ slope เท่ากับ -0.042 ตามลำดับ จากนั้นนำค่าดังกล่าวไปแทนค่าสมการ Single linear equation ได้ $Y (\text{Adj-PPV}) = 122.178 - (0.042 \times \text{TLC})$ จะได้ค่าทำนายค่าพยากรณ์ผลบวกปริมาณ CD4⁺ T cell (Adj-PPV) ที่ cut off ของ CD4⁺ T cell < 200 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร และคำนวณหาค่า r ระหว่าง PPV กับ Adj-PPV เท่ากับ 0.977 มีสัมพัทธ์ชนิดเชิงเส้นระดับสูงมากและหากทดสอบค่า PPV กับ Adj-PPV ด้วย paired samples T-test เท่ากับ 0.856 แสดงว่าค่าคงที่นำมาใช้ประกอบการคำนวณหา Adj-PPV ด้วย y-intercept และ

slope ดังกล่าว สามารถนำมาใช้ทดแทนค่าพยากรณ์ผลบวก (PPV) ได้ เนื่องจากไม่มีความแตกต่างทางสถิติที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ดังนั้นโรงพยาบาลชุมชนต่างๆ เมื่อได้ผลการตรวจ CBC แล้วสามารถใช้ค่า TLC ประมาณค่า Adj-PPV ด้วยสมการ $\hat{Y} = a + bx$ เมื่อ $a = y\text{-intercept}$ และ $b = \text{slope}$ มีค่าเท่ากับ 122.178 และ -0.042 ตามลำดับ และยังสามารถประเมินค่า PPV จาก TLC ในตารางที่ 2 เช่น ผล CBC ได้ค่า TLC เท่ากับ 1,400 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร ค่า PPV เท่ากับร้อยละ 60.67 แสดงว่าตัวอย่างที่ตรวจ 100 ตัวอย่างที่มีค่า TLC เท่ากับ 1,400 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร จะมีปริมาณ $CD4^+$ T cell น้อยกว่า 200 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร จำนวน 60.67 ตัวอย่าง เป็นต้น แต่ค่าของ Adj-PPV เท่ากับร้อยละ 63.38 พบว่าค่า r ระหว่าง Adj-PPV กับ TLC เท่ากับ -1.00 มีสัมพันธชนิตผกผันเชิงเส้นระดับสูงมาก จึงเห็นได้ว่าการศึกษาวิจัยครั้งนี้เป็นแนวทางเบื้องต้น ตามที่ Mbanya D และคณะได้เคยศึกษาไว้⁽¹⁰⁾ จึงมีความเหมาะสมที่จะนำไปประยุกต์ใช้ โดยเฉพาะในโรงพยาบาลที่ไม่มีเครื่อง Flow Cytometry แต่มีเครื่องอัตโนมัติที่ใช้ตรวจ CBC ซึ่งปัจจุบันมีในโรงพยาบาลทุกแห่ง หรือโรงพยาบาลบางแห่งอาจมีเครื่อง Flow Cytometry แต่ไม่ได้เปิดบริการทุกวัน เนื่องจากมีค่าใช้จ่ายสูงในการเปิดใช้แต่ครั้ง และหากจำนวนตัวอย่างมีน้อยจะเป็นภาระในการบริหารจัดการทั้งเวลาและค่าใช้จ่ายด้วย ดังนั้นผลการศึกษานี้สามารถนำไปประยุกต์ใช้ได้อย่างสะดวกและรวดเร็วไม่มีค่าใช้จ่ายเพิ่มเติมแต่อย่างใด เพราะผู้รับบริการกลุ่มผู้ติดเชื้อเอชไอวีนี้ โดยพื้นฐานต้องตรวจ CBC อยู่แล้ว แต่อย่างไรก็ตามการประเมินระยะต่างๆ ของผู้ติดเชื้อเอชไอวีด้วยระดับ $CD4^+$ T cell ยังมีความจำเป็นต้องใช้ เช่น ที่ระดับ $CD4^+$ T cell น้อยกว่า 500 เซลล์/ลูกบาศก์มิลลิเมตร มีผลทำให้ภูมิคุ้มกันของผู้ติดเชื้อลดลง ซึ่งสามารถนำแนวการศึกษานี้ไปประยุกต์ใช้ในการทำนายค่า Adj-PPV ต่อไปได้

กิตติกรรมประกาศ

ขอขอบคุณผู้มีส่วนเกี่ยวข้องทุกท่านในกลุ่มงานพยาธิวิทยาคลินิก และท่านผู้อำนวยการ โรงพยาบาลสิรินธร จังหวัดขอนแก่น

เอกสารอ้างอิง

1. Greta Hughson. Factsheet CD4 cell counts; Published May 2017. Available from: <http://www.aidsmap.com/CD4-cell-counts/page/1044596/> [2017,Nov4]
2. U.S. Department of Veterans Affairs. CD4 count (or T-cell count), Just Diagnosed. Available from: <https://www.hiv.va.gov/patient/diagnosis/labs-CD4-count.asp> [2017, Nov4]
3. Siriprasasiri, T. National Strategy on Ending AIDS 2017-2030. Bangkok; NC Concept; 2017.
4. Grimsrud A, Cornell M, Schomaker M, *et al.* International Epidemiologic Databases to Evaluate AIDS Southern Africa Collaboration (IeDEA-SA). J Epidemiol Community Health 2016; 70(6): 549-55.
5. Clift IC. Diagnostic Flow Cytometry and the AIDS Pandemic. Laboratory Medicine, 2015; 46(3): 59-64.
6. Konrad S, Skinner S, Kazadi GB, Gartner K, and Lim HJ, HIV disease progression to CD4 count <200 cells/ μ L and death in Saskatoon, Saskatchewan. Can J Infect Dis Med Microbiol 2013; 24(2): 97-101.
7. Patton LL. Sensitivity, Specificity, and positive predictive value of oral opportunistic infections in adults with HIV/AIDS as markers of immune suppression and viral burden. Oral Surg Oral Med Oral Pathol Oral Radiol Endod 2000; 90(2): 182-8.
8. Kamya MR, Semitala FC, Quinn TC, *et al.* Total lymphocyte count of 1200 is not a sensitive predictor of CD4 lymphocyte count among patients with HIV disease in Kampala, Uganda. Afr Health Sci 2004; 4(2): 94-101.

9. Abdollahi A, Saffar H, Shoar S, and Jafari S. Is total lymphocyte count a predictor for CD4 T cell count in initiation antiretroviral therapy in HIV-infected patients? *Niger Med J* 2014; 55(4): 289–293.
10. Assah F, Ndembi N, and Kaptue L. Monitoring antiretroviral therapy in HIV/AIDS patients in resource-limited setting: CD4 counts or total lymphocyte count? *Int J Infec Dis* 2007; 11: 157-60.

ความชุกของการสูบบุหรี่ในผู้ป่วยโรคเบาหวานและความดันโลหิตสูงในประเทศไทย จากการตรวจหาโคตินีนในปัสสาวะด้วยชุดทดสอบ

พิมพร จินดาคำ¹, กันยารัตน์ เจนป่า², วิสุทธิ กังวานตระกูล³, จุฬารัตน์ ปรียชาติกุล^{4,5}, ลิ้มทอง พรหมดี^{3*}

Received: November 12, 2018

Revised: December 16, 2018

Accepted: December 21, 2018

บทคัดย่อ

สารพิษที่อยู่ในควันบุหรี่มีโอกาทำให้เกิดผู้สูบบุหรี่มีความเสี่ยงต่อการเกิดโรคหัวใจและหลอดเลือดเพิ่มขึ้น การสูบบุหรี่ในผู้ป่วยโรคเบาหวานและโรคความดันโลหิตสูงเป็นสาเหตุให้ผู้ผู้ป่วยมีโรคแทรกซ้อนมากขึ้น การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อหาความชุกการสูบบุหรี่ในผู้ป่วยเบาหวานและความดันโลหิตสูงโดยการตรวจระดับโคตินีนในปัสสาวะด้วยชุดทดสอบเชิงคุณภาพตามหลักการ direct barbituric acid (DBA kit) ในผู้ป่วยโรคเบาหวานและโรคความดันโลหิตสูงที่เข้ารับการรักษาที่โรงพยาบาลเวียงสา จังหวัดน่าน ในปี พ.ศ. 2559 จำนวน 187 คน เป็นโรคเบาหวาน 24 คน เป็นโรคความดันโลหิตสูง 116 คน และโรคร่วมเบาหวานและความดันโลหิตสูง 47 คน ผลการตรวจวัดระดับโคตินีนในปัสสาวะด้วยชุดทดสอบพบว่า กลุ่มตัวอย่างทั้งหมดมีคนสูบบุหรี่ 46 คน (ร้อยละ 26.2) และไม่สูบบุหรี่ 138 คน (ร้อยละ 73.8) ส่วนผลจากแบบสอบถามพบว่า มีคนสูบบุหรี่, ไม่สูบบุหรี่ และสัมผัสบุหรี่ จำนวน 22 คน, 112 คน และ 53 คน คิดเป็นร้อยละ 12, 28 และ 60 ตามลำดับ และพบว่าความชุกของการสูบบุหรี่เมื่อตรวจวัดด้วยชุดทดสอบสูงกว่าการประเมินจากแบบสอบถาม 2.22 เท่า ส่วนผลทดสอบความแตกต่างค่าทางชีวเคมีเมื่อแยกกลุ่มตามผลการตรวจวัดพบว่า กลุ่มสูบบุหรี่มีค่าดัชนีมวลกายต่ำกว่ากลุ่มที่ไม่สูบบุหรี่อย่างมีนัยสำคัญ (23 ± 4.5 และ 25 ± 5.5 kg/m², $p = 0.011$) แต่มีค่าไตรกลีเซอไรด์สูงกว่า (196 ± 138 และ 161 ± 93 mg/dL, $p = 0.047$) และพบว่าการสูบบุหรี่ในกลุ่มผู้ป่วยเบาหวานมีความสัมพันธ์กับการตีบแอลกอฮอล์โดยมีค่า OR 2.14 (95% CI 1.09 – 4.21, $p = 0.027$) จากผลการศึกษาที่ได้แสดงให้เห็นว่าร้อยละ 25 ของผู้ป่วยเบาหวานและความดันโลหิตสูงที่เข้ารับการรักษา ยังคงสูบบุหรี่เมื่อประเมินจากการตรวจหาระดับโคตินีนในปัสสาวะ ดังนั้นควรมีการรณรงค์เพื่อลดการสูบบุหรี่ในผู้ป่วยโรคเรื้อรังเพื่อลดภาวะแทรกซ้อนที่อาจเกิดขึ้นในระยะยาว

คำสำคัญ: การสูบบุหรี่, โรคเบาหวานและความดันโลหิตสูง, โคตินีนในปัสสาวะ

¹โรงพยาบาลเวียงสา จังหวัดน่าน,

²โรงพยาบาลทุ่งช้าง จังหวัดน่าน,

³กลุ่มวิชาเคมีคลินิก คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น,

⁴กลุ่มวิชาจุลชีววิทยา คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น,

⁵ศูนย์วิจัยและพัฒนาการตรวจวินิจฉัยทางห้องปฏิบัติการทางการแพทย์ คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น

*ผู้รับผิดชอบบทความ



Prevalence of smoking in patients of diabetes and hypertension in Thailand detected by urinary cotinine kit

Pimporn Jindakum¹, Kunyarat Jenpa², Wisut kangwantrakul³,
Chularut Prariyachatigul^{4,5}, Limthong Promdee^{3*}

Abstract

Toxic substances in cigarette smoked are the risks of cardiovascular disease and complications in diabetes and hypertension patients. The aim of this study was to determine the prevalence of smoking status in patients with diabetes and hypertension by using qualitatively assayed of urinary cotinine kit based on direct barbituric acid method (DBA kit). The study was carried out in 187 patients, 24 diabetic, 116 hypertension, 47 diabetic and hypertension, who admitted diabetes and hypertension clinic at Wiang Sa, Nan province in 2016. DBA showed 46 of smokers (26.2%) and 138 of non-smokers (78.8%). However, the questionnaire revealed smokers, non-smokers, and passive-smokers of 22 (12%), 112 (60%), and 53 (28%), respectively. The prevalence of smoking detected by the kit was 2.22 higher than those found by questionnaire. The results revealed BMI of smoker was significantly lower than those of non-smokers (23 ± 4.5 and 25 ± 5.5 kg/m², $p = 0.011$), but higher triglyceride was found in smokers (196 ± 138 and 161 ± 93 mg/dL, $p = 0.047$). In addition, it was found smoked patients associated with alcohol consumption in type 2 diabetes, OR 2.14 (95% CI 1.09 - 4.21, $p = 0.027$). The results demonstrated high prevalence of diabetes and hypertension are smokers detected by the DBA kit. There should have a campaign to reduce or quit smoking to prevent long-term health effect in patients with these chronic diseases.

Keywords: Smoking, Diabetes and Hypertension, Urinary cotinine

¹Wiang-Sa hospital, Nan province, ²Tung-Chang hospital, Nan province, ³Department of Clinical Chemistry, Division of Medical Technology, Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University, ⁴Department of Clinical Microbiology, Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University, ⁵Center for Research and Development of Medical Diagnostic Laboratories, Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University

*Corresponding author: (e-mail: limpro@kku.ac.th)

บทนำ

ในควันบุหรี่มีสารประกอบประมาณ 7000 กว่าชนิดและมี 70 ชนิดที่เป็นอันตรายต่อร่างกาย การสูบบุหรี่เป็นปัจจัยเสี่ยงต่อการเกิดโรคหัวใจและหลอดเลือด โรคมะเร็ง โรคปอดอุดกั้นและโรคเบาหวาน การสูบบุหรี่ในผู้ป่วยเบาหวานอาจมีผลต่อการเกิดโรคแทรกซ้อนในหลอดเลือดขนาดใหญ่และขนาดเล็ก⁽¹⁾ ผลการสูบบุหรี่อาจทำให้น้ำหนักลด แต่อ้วนกลางลำตัวมากขึ้น⁽²⁾ การอักเสบเพิ่มมากขึ้น ภาวะเครียดออกซิเดชันมากขึ้น⁽³⁾ และการทำงานของเอ็นโดทีเลียลเซลล์ลดลง⁽⁴⁾ นอกจากนี้พิษโดยตรงจากนิโคติน คาร์บอนมอนอกไซด์และสารพิษอื่นๆ ในควันบุหรี่อาจทำลายเซลล์ตับอ่อนได้โดยตรง และทำให้หน้าที่ของ β -cell เสียไป⁽⁵⁾ ความไวในการตอบสนองต่ออินซูลินลดลง⁽⁶⁾ จากการศึกษาที่ผ่านมาในประเทศสาธารณรัฐเกาหลีพบว่าผู้ป่วยเบาหวานที่สูบบุหรี่มากกว่า 20 มวนต่อวันมีโอกาสที่จะเกิดโรคแทรกซ้อนมากกว่าผู้ป่วยเบาหวานที่ไม่สูบบุหรี่ 1.60 เท่า⁽⁷⁾ ส่วนผลของการสูบบุหรี่ต่อโรคความดันโลหิตสูงนั้นพบว่า การสูบบุหรี่มีผลให้อัตราการเต้นของหัวใจเพิ่มขึ้น ความดันของหลอดเลือดแข็งอย่างเฉียบพลัน (acute aortic stiffness) และความดันโลหิตสูงขึ้นทันทีและมีผลอยู่นานกว่าเมื่อเทียบกับคนที่ไม่เป็นโรค⁽⁸⁾

นิโคตินที่เข้าสู่ร่างกายร้อยละ 70-80 จะถูกเมตาบอลิซึมที่ตับโดยเอนไซม์ cytochrome P450 ได้โคตินิน (cotinine) ซึ่งเป็นเมตาบอไลต์ตัวแรกที่เกิดจากการสลายนิโคติน โคตินินมีค่าครึ่งชีวิต 17-19 ชั่วโมงในซีรัมและสามารถตรวจพบได้ในสารคัดหลั่งของร่างกาย เช่น น้ำลาย พลาสมา และปัสสาวะ แต่โคตินินร้อยละ 76 จะถูกขับออกทางปัสสาวะ ดังนั้นการตรวจวัดโคตินินในปัสสาวะจึงบ่งชี้การได้รับนิโคตินจากบุหรี่ที่อาจมาจากการสูบบุหรี่หรือสัมผัสบุหรี่ การตรวจวัดโคตินินทำได้หลายวิธี เช่น วิธี HPLC, วิธี enzyme-linked immune assay วิธีวัดความเข้มสีเป็นต้น ในศึกษานี้ได้ตรวจวัดโคตินินในปัสสาวะด้วยวิธีดูความเข้มสีที่เกิดขึ้นตามหลักการ Direct Barbituric Acid (DBA Method) ที่ได้ปรับปรุงการตรวจวัดให้อยู่ในรูปของชุดทดสอบที่อ่านผลทดสอบเชิงคุณภาพเพื่อประเมินการสูบบุหรี่หรือไม่สูบบุหรี่⁽⁹⁻¹⁰⁾

จากการศึกษาของ Aekplakorn W (2003) ที่ประเมินการสูบบุหรี่จากแบบสอบถาม ในผู้ป่วยเบาหวานไทยที่อายุมากกว่า 35 ปี พบความชุกการสูบบุหรี่ผลร้อยละ 12 และร้อยละ 20 ยังดื่มแอลกอฮอล์⁽¹¹⁾ ในการศึกษาครั้งนี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อหาความชุกการสูบบุหรี่ในผู้ป่วยเบาหวาน และโรคความดันโลหิตสูงที่เข้ารับการรักษาโดยตรวจหาโคตินินในปัสสาวะด้วยชุดทดสอบที่อ่านผลเชิงคุณภาพ

วัสดุและวิธีการ

ตัวอย่างที่ใช้ศึกษา

การศึกษานี้เป็นการศึกษาแบบตัดขวาง (cross sectional study) โดยคัดเลือกกลุ่มตัวอย่างแบบสุ่มจากผู้ป่วยที่เข้ารับการรักษาในคลินิกโรคเบาหวานและความดันโลหิตสูงโรงพยาบาลเวียงสา จังหวัดน่าน ที่เข้ารับตรวจสุขภาพเพื่อติดตามการรักษาในปี พ.ศ. 2559 จำนวน 187 คน กลุ่มตัวอย่างทั้งหมดได้รับการชักประวัติและตรวจรักษาตามขั้นตอนปกติ ในตัวอย่างที่ได้รับการคัดเลือกให้เข้าร่วมการศึกษาจะได้รับการอธิบายรายละเอียดของโครงการและมีการเซ็นยินยอมก่อนการเข้าร่วมโครงการ และเก็บปัสสาวะในกระป๋องพลาสติกสะอาด เพื่อนำไปตรวจวัดหาโคตินินในปัสสาวะ และสอบถามกลุ่มตัวอย่างเพิ่มเติมเกี่ยวกับ สถานภาพสมรส การประกอบอาชีพ การดื่มเครื่องดื่มแอลกอฮอล์ และข้อมูลการสูบบุหรี่ และสัมผัสบุหรี่ ได้แก่ พฤติกรรมการสูบบุหรี่ การสัมผัสบุหรี่จากบุคคลในครอบครัว จำนวนวันที่สูบบุหรี่ต่อวัน จำนวนสมาชิกในครอบครัวที่สูบบุหรี่ จากแบบสอบถามดังกล่าวสามารถแยกกลุ่มตัวอย่างเป็น 3 กลุ่ม คือกลุ่มสูบบุหรี่ (smoked) ซึ่งหมายถึง กลุ่มที่สูบบุหรี่ทุกวันหรือภายในสามวันที่ผ่าน กลุ่มสัมผัสบุหรี่ (passive-smoked) หมายถึง กลุ่มที่ไม่สูบบุหรี่แต่ได้รับควันบุหรี่จากสมาชิกในครอบครัว และกลุ่มไม่สูบบุหรี่ (non-smoked) หมายถึง กลุ่มที่ไม่สูบบุหรี่และหยุดสูบบุหรี่มากกว่า 1 ปี การศึกษานี้ได้ผ่านความเห็นชอบจากคณะกรรมการพิจารณาจริยธรรมการวิจัยในมนุษย์ โรงพยาบาลเวียงสา จังหวัดน่าน

ชุดทดสอบหาโคตินีนในปัสสาวะ

การตรวจวัดโคตินีนในปัสสาวะด้วยชุดทดสอบหาโคตินีนในปัสสาวะ (DBA kit) ที่ผลิตขึ้นเองดัดแปลงมาจากการตรวจวัดโคตินีนในปัสสาวะตามหลักการ Direct barbituric acid reaction (DBA Method) กล่าวคือ KCN ที่แตกตัวเป็น CN^- จะจับกับ Cl^- จาก Chloramines-T ที่มีคุณสมบัติเป็น antioxidant เกิดเป็น $CNCl$ (cyanogen chloride) โดย CN^+ ที่เกิดขึ้นจะจับกับ pyridine ring ของโคตินีนและทำปฏิกิริยากับ barbituric acid เกิดสารประกอบสีชมพูส้ม ชุดทดสอบนี้ได้ลดปริมาณสารเคมีที่ทำปฏิกิริยาลง 3-5 เท่า จากขั้นตอนปกติ และอ่านผลทดสอบเชิงคุณภาพเพื่อบอกว่ามีการสูบบุหรี่หรือไม่สูบบุหรี่โดยเทียบกับสารควบคุมที่มีในชุดทดสอบและอ่านผลการทดสอบภายใน 10 นาที การตรวจวัดให้ผลบวกเมื่อเกิดสีชมพูส้มในหลอดทดสอบที่สามารถอ่านผลด้วยตาเปล่า ตั้งแต่ความเข้มข้น 10 ไมโครโมลาร์ (μM) ขึ้นไป เมื่อเกิดสีชมพูในหลอดทดสอบแสดงว่าการตรวจวัดให้ผลบวกและจัดเป็นกลุ่มสูบบุหรี่ (DBA+) แต่ถ้าไม่เกิดสีชมพูในหลอดทดสอบ แสดงว่าการตรวจวัดให้ผลลบและถือเป็นกลุ่มที่ไม่สูบบุหรี่ (DBA-)

จากผลการศึกษาคุณสมบัติการตรวจวัดของชุดทดสอบพบว่ามีความแม่นยำ (precision) แบบ within-run และ between-run เมื่อตรวจวัดตัวอย่างปัสสาวะมีค่าสัมประสิทธิ์ความแปรปรวนของการตรวจวัด (coefficient of variation; %CV) เท่ากับ 1-2% และ 5.0% ตามลำดับ ส่วนการตรวจวัดสารมาตรฐานโคตินีนพบว่ามีความแม่นยำเท่ากับ 1-2% และ 7% ตามลำดับ และมีผลการตรวจวัดการกลับคืน (% recovery) พบว่ามีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 100% มีค่าความเป็นเส้นตรงเท่ากับ 100 μM ค่าความไวการทดสอบ (sensitivity) 0.125 μM ขีดจำกัดของการตรวจวัด (lower detection limit) 0.43 μM และพบว่าการตรวจวัดด้วยชุดทดสอบ DBA มีความไว (sensitivity) และความจำเพาะ (specificity) ร้อยละ 78 และร้อยละ 100 ตามลำดับ เมื่อเทียบกับการตรวจด้วยวิธี lateral flow immunoassay⁽¹⁰⁾

การตรวจวัดค่าทางชีวเคมี

ตรวจวัดค่าทางชีวเคมีในตัวอย่างซีรัมของกลุ่มตัวอย่างทุกรายด้วยเครื่องวิเคราะห์อัตโนมัติ Beckman Coulter รุ่น AU480 ที่ห้องปฏิบัติการโรงพยาบาลเวียงสา จังหวัดน่าน โดยตรวจระดับกลูโคส (fasting blood glucose; FBG) ด้วยวิธีเอนไซม์มาติก (hexokinase) ตรวจวัดไตรกลีเซอไรด์ (triglyceride; TG) ด้วยวิธีเอนไซม์มาติก ตรวจวัดครีเอตินีน (creatinine; Cr) ด้วยวิธีเอนไซม์มาติก Jaffe's kinetic และตรวจวัด LDL-cholesterol (LDL-C) ด้วยวิธีเอนไซม์มาติก

สถิติที่ใช้ในการศึกษา

หาความสอดคล้องผลการสูบบุหรี่ที่ได้จากแบบสอบถามและที่ได้จากการตรวจวัดด้วยชุดทดสอบ โดยใช้สถิติ Kohen's kappa ทดสอบความแตกต่างค่าทางชีวเคมีระหว่างกลุ่มที่ให้ผลบวกต่อชุดทดสอบ (DBA+) และกลุ่มที่ให้ผลลบ (DBA-) ด้วยสถิติ independent – test และหาความสัมพันธ์ระหว่างสถานภาพทางสังคมและการสูบบุหรี่ด้วยค่า Odd ratio กำหนดนัยสำคัญที่ p -value < 0.05

ผลการศึกษา

จากกลุ่มตัวอย่าง 187 คน เป็นเพศชาย 103 คน และเพศหญิง 84 คน อายุเฉลี่ย 60 ปี ในจำนวนนี้เป็นผู้ป่วยเบาหวานชนิดที่ 2 จำนวน 24 คน ผู้ป่วยความดันโลหิตสูง 116 คน และผู้ป่วยที่มีอาการร่วมเบาหวานชนิดที่ 2 และความดันโลหิตสูง 47 คน มีค่าเฉลี่ย FBS 108 ± 26 mg/dL ค่าความดันเฉลี่ย $128 \pm 13/78 \pm 8$ mmHg ผลการศึกษากการสูบบุหรี่ใน Table 1 พบว่า การตรวจหาโคตินีนในปัสสาวะด้วยชุดทดสอบในกลุ่มตัวอย่างทั้งหมดให้ผลเป็นบวก (DBA+) 49 คน และให้ผลลบ (DBA-) 138 คน คิดเป็นร้อยละ 26 และร้อยละ 74 ตามลำดับ ส่วนผลจากแบบสอบถามพบคนสูบบุหรี่ กลุ่มตัวอย่างที่ได้รับควันบุหรี่มือสอง กลุ่มที่ไม่ได้สูบบุหรี่และสัมผัสควันบุหรี่คิดเป็น 22 คน (ร้อยละ 12), 53 คน (ร้อยละ 28) และ 112 คน (ร้อยละ 60) ตามลำดับ และพบว่าความชุกการสูบบุหรี่

ที่ได้จากตรวจหาโคตินีนในปัสสาวะสูงกว่าการตอบแบบสอบถามในสัดส่วน 49:22 หรือสูงกว่า 2.22 เท่า และพบความสอดคล้องระหว่างแบบสอบถามและผลการตรวจวัดโคตินีนในปัสสาวะมีค่า Kappa value 0.55 คือมีความสอดคล้องกันในระดับปานกลาง

เมื่อนำค่าทางชีวเคมีในกลุ่มตัวอย่าง DBA+ จำนวน 49 คน มาเทียบกับกลุ่ม DBA- จำนวน 138 คน (ตารางที่ 2) พบว่าค่า SBP, DBP, FBS, Cr, LDL-C ทั้งสองกลุ่มมีค่าไม่แตกต่างกัน ยกเว้น BMI ในกลุ่ม DBA+ มีค่าต่ำและแตกต่างจากกลุ่ม DBA- อย่างมีนัยสำคัญ ($23 \pm 4.57 \text{ kg/m}^2$ และ $25 \pm 4.41 \text{ kg/m}^2$, $p = 0.011$) แต่พบว่าค่าไตรกลีเซอไรด์ในกลุ่ม DBA+ ค่าสูงและแตกต่างจากกลุ่ม DBA- อย่างมีนัยสำคัญ (196 ± 138 และ $161 \pm 93 \text{ mg/dL}$, $p = 0.047$) เมื่อประเมินผลการสูบบุหรี่จากผลการตรวจโคตินีนด้วยชุดทดสอบร่วมกับสถานภาพทางสังคม (ตารางที่ 3) พบว่าการดื่มแอลกอฮอล์เป็นปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับการสูบบุหรี่ โดยพบว่ากลุ่มคนที่ดื่มแอลกอฮอล์มีความเสี่ยงต่อการสูบบุหรี่เพิ่มขึ้นอย่างมีนัยสำคัญถึง 2.14 เท่า (95% CI 1.09 – 4.21, $p = 0.027$) ส่วนเรื่องเพศอายุ อาชีพ และสถานภาพการสมรสนั้นพบว่าไม่มีความสัมพันธ์กับการสูบบุหรี่ในการศึกษาครั้งนี้

สรุปและวิจารณ์ผลการศึกษา

จากผลการศึกษาพบความชุกของคนสูบบุหรี่ที่ได้จากการตรวจด้วยชุดทดสอบ 49 คน หรือ ร้อยละ 26.2 ซึ่งมากกว่าที่ได้จากแบบสอบถามที่พบจำนวน 22 คน คิดเป็นสูงกว่า 2.2 เท่า ซึ่งสาเหตุมาจากกลุ่มตัวอย่างตอบแบบสอบถามเพื่อประเมินสถานภาพการสูบบุหรี่ต่ำกว่าความเป็นจริง ในขณะที่การตรวจวัดการสูบบุหรี่จาก

โคตินีนในปัสสาวะมีค่าสูงกว่าที่ได้จากแบบสอบถาม ผลการศึกษาที่ได้คล้ายกับที่พบในประเทศสาธารณรัฐเกาหลีที่พบว่าการประเมินการสูบบุหรี่จากโดยการตรวจหาปริมาณโคตินีนในปัสสาวะมีค่าสูงกว่าการประเมินจากการใช้สอบถาม 1.49 เท่า⁽¹²⁾ แสดงว่าผู้ตอบแบบสอบถามประเมินสถานะการสูบบุหรี่ต่ำกว่าการตรวจพบโคตินีนในปัสสาวะ จึงพบว่าความสอดคล้องการใช้แบบสอบถามและการตรวจวัดด้วยชุดทดสอบมีค่าความสอดคล้องปานกลาง คือ มีค่า kappa 0.55

เมื่อนำตัวอย่างที่ให้ผลบวกด้วยชุดทดสอบ 49 คน มาประเมินร่วมกับผลประเมินจากแบบสอบถามพบว่าในจำนวนนี้มีคนสูบบุหรี่ 22 คน ไม่สูบบุหรี่ 19 คน และสัมผัสบุหรี่มือสอง 8 คน ด้วยข้อจำกัดของชุดทดสอบนี้เป็นการตรวจวัดเชิงคุณภาพที่ใช้ในการตรวจกรองขั้นต้นไม่สามารถแยกกลุ่มสัมผัสบุหรี่มือสองออกจากกลุ่มสูบบุหรี่และไม่สูบบุหรี่ได้เนื่องจากยังมีความไวไม่สูงพอ ดังนั้นจะเห็นได้ว่าการตรวจวัดที่ให้ผลบวกด้วยชุดทดสอบนอกจากกลุ่มตัวอย่างที่ตอบว่าสูบบุหรี่แล้วอาจรวมไปถึงกลุ่มที่ไม่สูบบุหรี่และกลุ่มที่สัมผัสบุหรี่มือสองด้วย เพราะการอ่านผลด้วยสายตาจะเห็นเริ่มอ่านผลได้เมื่อมีความเข้มข้นของโคตินีนในปัสสาวะ $10 \mu\text{M}$ ขึ้นไป และจะอ่านผลได้ชัดเจนถ้ามีความเข้มข้นของโคตินีนในปัสสาวะมากกว่า $20 \mu\text{M}$ ในขณะที่กลุ่มที่สัมผัสบุหรี่มือสองจะมีค่าความเข้มข้นโคตินีนในปัสสาวะอยู่ประมาณ $50 \mu\text{g/L}$ ⁽¹³⁾ หรือ $0.28 \mu\text{M}$ ซึ่งเป็นค่าที่ต่ำกว่าการตรวจวัดด้วยชุดทดสอบนี้จะตรวจวัดได้ แต่ถ้ากลุ่มตัวอย่างได้สัมผัสบุหรี่มือสองมากและนานพอที่จะทำให้ความเข้มข้นของโคตินีนในปัสสาวะมากถึง 10 หรือ $20 \mu\text{M}$ จะทำให้ได้ผลบวกเมื่อตรวจวัดด้วยวิธีนี้

ตารางที่ 1 Prevalence of smoking status determined by DBA kit and questionnaires

Smoking status	DBA kit	Questionnaire
	N (%)	N (%)
Smoking	49 (26.2)	22 (11.7)
Passive-smoked	NA	53 (28.3)
Non-smoked	138 (73.8)	112 (34.0)

ตารางที่ 2 Biochemical data of subjects with DBA positive and DBA negative

Parameters	DBA + (n = 49)	DBA- (n = 138)	p-value
Age (yr)	61±12.30	59±11.98	0.324
BMI (kg/m ²)	23±4.57	25±4.41	0.011*
SBP (mmHg)	129±11.23	128±13.98	0.804
DBP (mmHg)	79±8.27	78±8.51	0.409
FBG (mg/dL)	107±25.30	109±27.58	0.715
Creatinine (mg/dL)	1.02±0.32	0.98±0.44	0.491
Triglyceride (mg/dL)	196±138.10	161±93.50	0.047
LDL-Cholesterol (mg/dL)	121±27.34	128±35.41	0.231

*Significant level at p -value < 0.05

ตารางที่ 3 Association of socio-economics status and smoking determined by using DBA kit

Parameters	OR	95% CI	p-value
Gender (M/F)	1.78	0.90-3.49	0.096
Age (yr)			
19-39	1		
40-59	0.80	0.15-4.30	0.798
> 60	1.38	0.26-7.26	0.706
Marital status			
Single	1		
Married	1.90	0.52-6.93	0.328
Divorce/separate	2.44	0.59-10.16	0.219
Occupation			
Government services	1		
Others	1.26	0.25-6.26	0.781
Alcohol consumption (yes/no)	2.14	1.09-4.21	0.027*

*Significant level at p -value < 0.05

ในทำนองเดียวกันในรายที่ให้ผลตรวจเป็นลบ ด้วยชุดทดสอบจำนวน 138 คน ผลจากแบบสอบถาม พบว่าไม่สูบบุหรี่ 93 คน และได้รับบุหรี่มือสอง 45 คน จากข้อมูลดังกล่าวแสดงให้เห็นว่าการตรวจวัดด้วยชุดทดสอบจะให้ผลลบทั้งในกลุ่มที่ตอบแบบสอบถามว่าไม่สูบบุหรี่และสัมผัสบุหรี่ ส่วนในกรณีที่ถูกถามตัวอย่างตอบแบบประเมินว่าไม่สูบบุหรี่นั้นอาจสัมผัสกับนิโคตินและสารก่อมะเร็งกลุ่มไนโตรซามีนได้เช่นเดียวกันกับกลุ่มที่สูบบุหรี่เป็นประจำทุกวัน จากการศึกษาในประเทศเกาหลีพบว่าผู้อาศัยอยู่ในบ้านที่ไม่สูบบุหรี่และอาศัยอยู่ในบ้านปลอดบุหรี่ยังสามารถตรวจพบโคตินินในปัสสาวะได้เช่นเดียวกัน และพบว่าลักษณะบ้านที่อยู่อาศัยมีความสัมพันธ์กับปริมาณการได้รับโคตินินด้วยเช่นกัน โดยพบว่าผู้ที่อาศัยอยู่ในบ้านที่ติดกันมีค่าโคตินินในปัสสาวะสูงกว่ากลุ่มที่พักในบ้านเดี่ยว และกลุ่มที่พักในบ้านเดี่ยวมีค่าโคตินินสูงกว่าผู้ที่อาศัยอยู่ในอพาร์ทเมนต์⁽¹⁴⁾ แต่เนื่องจากกลุ่มตัวอย่างในการศึกษาพักอาศัยในบ้านเดี่ยวเป็นส่วนใหญ่ ลักษณะที่พักอาศัย อาจไม่มีผลต่อการสัมผัสควันบุหรี่ การสัมผัสสูบบุหรี่น่าจะเกิดจากบุคคลในบ้านเดียวกัน

ในการศึกษาครั้งนี้พบว่ากลุ่มตัวอย่างทั้งหมด 187 คน มี โรคเบาหวาน 24 คน (ร้อยละ 13) เป็นโรคความดันโลหิตสูง 116 คน (ร้อยละ 62) และโรครวมเบาหวานความดันโลหิตสูง 47 คน (ร้อยละ 25) ซึ่งโรครวมเบาหวานและความดันโลหิตสูงในการศึกษานี้สูงกว่าที่มีในรายงานของ Tiptaradol S (2012) ที่พบว่ากลุ่มตัวอย่างคนไทยที่มีสุขภาพดีเป็นเบาหวานร่วมกับความดันโลหิตสูง ร้อยละ 3.2 และร้อยละ 49 ของผู้ป่วยเบาหวานจะมีภาวะความดันโลหิตสูงร่วมด้วย แต่มีผู้ป่วยโรคความดันโลหิตสูง ร้อยละ 14 ที่เป็นโรคเบาหวานร่วมด้วย⁽¹⁵⁾ การที่พบความชุกของโรครวมเบาหวานและความดันโลหิตสูงในการศึกษาครั้งนี้เนื่องจากกลุ่มตัวอย่างเป็นกลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับการวินิจฉัยแล้วว่าเป็นโรคและอยู่ระหว่างการเข้ารับการรักษาที่โรงพยาบาล จากการศึกษาครั้งนี้พบว่ากลุ่มผู้ป่วยเบาหวาน/ความดันโลหิตสูงมีความชุกการสูบบุหรี่ร้อยละ 26 ในขณะที่จากการศึกษาของวิชัย เอกพลาร⁽¹⁶⁾ ในการศึกษา NHES IV มีผู้ป่วยเบาหวานเพศชายคนไทยที่ได้รับการวินิจฉัยแล้วสูบบุหรี่ร้อยละ 3.5 ซึ่งมีอัตราการสูบบุหรี่

เท่ากับผู้ป่วยเบาหวานที่ยังไม่ได้รับการวินิจฉัย ดังนั้นจึงเป็นที่น่าแปลกใจว่าผู้ป่วยเบาหวานที่ทราบว่าตนเองเป็นโรคไม่ได้งดการสูบบุหรี่ ยังคงสูบบุหรี่อยู่เช่นเดิม ลักษณะดังกล่าวคล้ายกับที่พบในผู้ป่วยเบาหวานเพศหญิงชาวไทยเช่นกัน แต่ในความชุกต่ำกว่าคือ มีเพียงร้อยละ 0.7 ในคนที่ยังไม่ได้การวินิจฉัย และร้อยละ 0.6 ในคนที่ได้รับการวินิจฉัยแล้ว จากการสำรวจสถานภาพการสูบบุหรี่ในผู้ป่วยเบาหวานชาวอังกฤษพบว่าสูบบุหรี่ร้อยละ 16 และเลิกสูบบุหรี่ร้อยละ 31 และไม่สูบบุหรี่ร้อยละ 51⁽¹⁷⁾ ซึ่งจากข้อมูลดังกล่าวจะเห็นว่าผู้ป่วยเบาหวานชาวอังกฤษที่สูบบุหรี่มีค่าต่ำกว่าผู้ป่วยเบาหวานชาวไทยที่พบว่ามีร้อยละ 26 เมื่อตรวจด้วยชุดทดสอบ DBA แต่จะมีค่าสูงกว่าเมื่อเทียบกับผลสำรวจโดยใช้แบบสอบถามที่พบว่ามีเพียงร้อยละ 11 เท่านั้นในการศึกษานี้ครั้งนี้ ส่วนสถานการณ์การสูบบุหรี่ในกลุ่มเยาวชนไทยที่เป็นเบาหวานชนิดที่ 2 พบว่ามีอัตราการสูบบุหรี่เพิ่มขึ้นเมื่ออายุเพิ่มขึ้น คือ พบร้อยละ 5.5 ในคนที่มีอายุระหว่าง 10 – 14 ปี และร้อยละ 40 ในคนที่มีอายุมากกว่า 20 ปี⁽¹⁸⁾ ซึ่งเป็นอัตราที่สูงกว่าที่พบในการศึกษานี้ครั้งนี้จะมาจากช่วงอายุต่างกัน เพราะในการศึกษานี้มีอายุเฉลี่ยที่ประมาณ 60 ปี ส่วนการศึกษาในประเทศจีนพบว่า ผู้ที่เป็นโรคความดันโลหิตสูงมีความชุกการสูบบุหรี่สูงถึงร้อยละ 44 และดื่มแอลกอฮอล์ร้อยละ 32⁽¹⁹⁾ ซึ่งมีค่าสูงกว่าการศึกษานี้

เมื่อศึกษาค่าทางชีวเคมีในกลุ่ม DBA + และ DBA - (Table 2) พบว่ากลุ่ม DBA + มีค่า BMI ต่ำกว่ากลุ่มที่ให้ผลลบอย่างมีนัยสำคัญ (23 kg/m^2 และ 25 kg/m^2 , $p = 0.001$) แต่มีค่าไตรกลีเซอไรด์มากกว่ากลุ่มที่ให้ผลลบ (196 mg/dL และ 161 mg/dL , $p = 0.047$) การที่ค่าไตรกลีเซอไรด์เพิ่มขึ้นในกลุ่ม DBA + เนื่องจากผลของการสูบบุหรี่ทำให้เซลล์ตอบสนองต่ออินซูลินลดลง ทำให้เซลล์นำน้ำตาลเข้าเซลล์ลดลง ในผู้ป่วยเบาหวานเพศชายจะทำให้อินซูลินนำกลูโคสเข้าเซลล์ลดลง 10 -40% เมื่อเทียบกับคนไม่สูบบุหรี่⁽²⁰⁻²¹⁾ และผลจากการดื้ออินซูลิน (insulin resistant) จะทำให้ระดับไขมันผิดปกติ (dyslipidemia) ระดับไตรกลีเซอไรด์มีค่าสูง HDL-C มีค่าลดลง LDL-C มีค่าเพิ่มขึ้น⁽²²⁾ คนสูบบุหรี่จะมีลักษณะผอมกว่าคนไม่สูบบุหรี่แต่จะมีไขมันช่วงกลางลำตัวมากขึ้น

มีค่า waist-to-hip ratio มากขึ้น⁽²³⁻²⁴⁾ และในการศึกษาครั้งนี้พบว่าการสูบบุหรี่มีความสัมพันธ์กับการตีเอลลกฮอลล์ โดยมีค่า OR 2.14 ($p = 0.027$) แสดงให้เห็นว่าการตีเอลลกฮอลล์มีความสัมพันธ์กับการสูบบุหรี่ถึง 2 เท่า เมื่อเทียบกับคนไม่สูบบุหรี่ในผู้ป่วยเบาหวานและความดันโลหิตสูงชาวไทย จากการศึกษากการตีเอลลกฮอลล์และการเกิดโรคเบาหวานในประเทศญี่ปุ่นโดยติดตามเป็นเวลา 10 ปี พบว่าคนที่ตีเอลลกฮอลล์วันละ 23 -46 กรัมต่อวัน ในผู้ป่วยที่มีดัชนีมวลกาย $< 22 \text{ kg/m}^2$ มีโอกาสเกิดโรคเบาหวานสูงกว่าคนไม่ตีเอลลกฮอลล์ 1.9 เท่า และสูงกว่าคนที่ตีเอลลกฮอลล์มากกว่าวันละ 46 กรัมต่อวัน 2.89 เท่า⁽²⁵⁾ แต่เนื่องจากการศึกษาครั้งนี้เป็นการศึกษาแบบตัดขวางจึงไม่สามารถหาความสัมพันธ์ระหว่างการเกิดโรคเบาหวานและระยะเวลาการสูบบุหรี่ได้ แต่ทราบว่าการตีเอลลกฮอลล์มีความสัมพันธ์การสูบบุหรี่ในผู้ป่วยโรคเบาหวานและความดันโลหิตสูง แต่จากการศึกษาไปข้างหน้าพบว่าคนสูบบุหรี่มากกว่า 20 มวนต่อวัน มีโอกาสที่จะเป็นโรคเบาหวาน 2.1 เท่าเมื่อเทียบกับคนไม่สูบบุหรี่ ส่วนคนที่สูบบุหรือน้อยกว่า 20 มวนต่อวันมีโอกาสเป็นเบาหวาน 1.4 เท่าเมื่อเทียบกับคนไม่สูบบุหรี่⁽²⁶⁾ และพบว่าในผู้หญิงที่หยุดสูบบุหรี่มากกว่า 5 ปี และ 10 ปีในผู้ชายทำให้อัตราการเป็นเบาหวานลดลงเมื่อเทียบกับคนไม่สูบบุหรี่⁽²⁷⁾ ซึ่งแสดงให้เห็นว่าคนสูบบุหรี่มีความเสี่ยงที่จะเกิดโรคเบาหวานมากกว่าคนที่ไม่สูบบุหรี่จากการศึกษาจะเห็นได้ว่าผู้ป่วยเบาหวานและความดันโลหิตสูงมีความชุกการสูบบุหรี่สูงเมื่อตรวจหาระดับโคตินินในปัสสาวะด้วยชุดทดสอบและผลจากแบบสอบถามยังพบว่าผู้ป่วยยังได้รับบุหรี่มือสองด้วยเช่นกัน เพื่อป้องกันโรคแทรกซ้อนที่อาจเกิดขึ้นในระยะยาวจากผลการสูบบุหรี่ควรมีการรณรงค์ให้มีการลดละเลิกบุหรี่ในกลุ่มผู้ป่วยโรคเรื้อรังกลุ่มนี้ โดยอาจใช้การตรวจหาโคตินินในปัสสาวะเมื่อผู้ป่วยโรคเรื้อรังมาพบแพทย์ตามนัดนอกเหนือจากการตรวจวัดในงานประจำ เพราะการทดสอบนี้ทำได้สะดวกเนื่องจากใช้ตัวอย่างปัสสาวะที่เก็บได้ง่ายและตรวจวัดได้ในห้องปฏิบัติการทุกแห่ง

กิตติกรรมประกาศ

ขอขอบคุณคณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น ที่สนับสนุนทุนบางส่วนในการวิจัยครั้งนี้ และขอขอบคุณเจ้าหน้าที่ห้องปฏิบัติการโรงพยาบาลเวียงสา จังหวัดน่าน ที่อนุเคราะห์ตัวอย่างเพื่อการศึกษา

เอกสารอ้างอิง

1. Chang A. Smoking and type 2 diabetes mellitus. *Diabetes Metab J* 2012; 36(6): 399-403.
2. Canoy D, Wareham N, Luben R, Welch A, Bingham S, Day N, *et al.* Cigarette smoking and fat distribution in 21,828 British men and women: a population-based study. *Obes Res* 2005; 13(8): 1466-75.
3. Morrow D, Frei B, Longmire W, Gaziano M, Lynch M, Shyr Y, *et al.* Increase in circulating products of lipid peroxidation (F2-isoprostanes) in smokers. Smoking as a cause of oxidative damage. *N Engl J Med* 1995; 332(18): 1198-203.
4. Noma K, Goto C, Nishioka K, Hara K, Kimura M, Umemura T, *et al.* Smoking, endothelial function, and Rho-kinase in humans. *Arterioscler Thromb Vasc Biol* 2005; 25(12): 2630-5.
5. Spector D, Blake R. Effect of cigarette smoking on Langerhans' cells. *Lancet* 1988; 2(8618): 1028.
6. Madsbad S, McNair P, Christensen S, Christiansen C, Faber K, Binder C, Transbøl I. Influence of smoking on insulin requirement and metabolic status in diabetes mellitus. *Diabetes Care* 1980; 3(1): 41-3.

7. Jee H, Foong W, Hur W, Samet M. Smoking and risk for diabetes incidence and mortality in Korean men and women. *Diabetes Care* 2010; 33(12): 2567-72.
8. Rhee Y, Na H, Kim K, Lee M, Kim Y. Acute effects of cigarette smoking on arterial stiffness and blood pressure in male smokers with hypertension. *Am J Hypertens* 2007; 20(6): 637-41.
9. Srituee S, Sriwong N, Kangwantrakul W, Trakulthong J, Promdee L. Prevalence of second-hand smoking and urinary cotinine in pregnant women. *J Med Tech Assoc Thailand* 2012; 40(3): 4338-47.
10. Promdee L, Mamuang P, Sombattheera S, Trakulthong J. Comparative study of urinary cotinine assayed by colorimetric semi-quantitative method and rapid test kit in passive-smoking pregnant women. *J Med Tech Assoc Thailand* 2012; 40: 4357-65.
11. Aekplakorn W, Stolk P, Neal B, Suriyawongpaisal P, Chongsuvivatwong V, Cheepudomwit S, *et al.* The prevalence and management of diabetes in Thai adults: the international collaborative study of cardiovascular disease in Asia. *Diabetes Care* 2003; 26(10): 2758-63.
12. Kim Y, Choi Y, Oh S, Joh H, Kwon H, Um Y, *et al.* Discrepancy between self-reported and urine-cotinine verified smoking status among Korean male adults: Analysis of health check-up data from a single private hospital. *Korean J Fam Med* 2016; 37:171-6.
13. Sánchez-Rodríguez E, Bartolomé M, Cañas I, Huetos O, Navarro C, Rodríguez C, *et al.* Anti-smoking legislation and its effects on urinary cotinine and cadmium levels. *Environ Res* 2015; 136: 227-33.
14. Jeonghoon K, Kiyoun L. Characterization of urinary cotinine in non-smoking residents in smoke-free homes in the Korean National Environmental Health Survey (KoNEHS). *BMC Public Health* 2016; 16: 538.
15. Tiptaradol S, Aekplakorn W. Prevalence, awareness, treatment and control of coexistence of diabetes and hypertension in thai population. *Int J Hypertens* 2012; 2012: 386-453.
16. Aekplakorn W, Chariyalertsak S, Kessomboon P, Sangthong R, Inthawong R, Putwatana P, *et al.* Prevalence and management of diabetes and metabolic risk factors in Thai adults: the Thai National Health Examination Survey IV, 2009. *Diabetes Care* 2011; 34(9): 1980-5.
17. Gulliford C, Sedgwick E, Pearce J. Cigarette smoking, health status, socio-economic status and access to health care in diabetes mellitus: a cross-sectional survey. *BMC Health Serv Res* 2003; 3(1):4. Epub 2003 Feb 11.
18. Reynolds K, Liese D, Anderson M, Dabelea D, Standiford D, Daniels R, *et al.* Prevalence of tobacco use and association between cardio metabolic risk factors and cigarette smoking in youth with type 1 or type 2 diabetes mellitus. *J Pediatr* 2011; 158(4): 594-601.
19. Dong G, Sun Z, Zheng L, Li J, Zhang X, Zhang X, *et al.* Prevalence, awareness, treatment, and control of hypertension in rural adults from Liaoning Province, northeast China. *Hypertens Res* 2007; 30(10): 951-8.
20. Facchini S, Hollenbeck B, Jeppesen J, Chen D, Reaven M. Insulin resistance and cigarette smoking. *Lancet* 1992; 339(8802): 1128-30.

21. Eliasson B, Mero N, Taskinen R, Smith U. The insulin resistance syndrome and postprandial lipid intolerance in smokers. *Atherosclerosis* 1997; 129(1): 79-88.
22. Eliasson B, Attvall S, Taskinen MR, Smith U. The insulin resistance syndrome in smokers is related to smoking habits. *Arterioscler Thromb*. 1994; 14(12): 1946-50.
23. Seidell C, Cigolini M, Deslypere P, Charzewska J, Ellsinger M, Cruz A. Body fat distribution in relation to physical activity and smoking habits in 38-year-old European men. The European Fat Distribution Study. *Am J Epidemiol* 1991; 133(3): 257-65.
24. Shimokata H, Muller C, Andres R. Studies in the distribution of body fat. III. Effects of cigarette smoking. *JAMA* 1989; 261(8): 1169-73.
25. Waki K, Noda M, Sasaki S, Matsumura Y, Takahashi Y, Isogawa A, *et al*. JPHC Study Group. Alcohol consumption and other risk factors for self-reported diabetes among middle-aged Japanese: a population-based prospective study in the JPHC study cohort I. *Diabet Med* 2005; 22(3): 323-31.
26. Manson E, Ajani A, Liu S, Nathan M, Hennekens H. A prospective study of cigarette smoking and the incidence of diabetes mellitus among US male physicians. *Am J Med* 2000; 109(7): 538-42.
27. Will C, Galuska A, Ford S, Mokdad A, Calle E. Cigarette smoking and diabetes mellitus: evidence of a positive association from a large prospective cohort study. *Int J Epidemiol* 2001; 30(3): 540-6.



การตรวจอัตราการตกตะกอนเม็ดเลือดแดงด้วยวิธี micro-ESR เปรียบเทียบกับวิธีมาตรฐาน Westergren

ยศสมบัติ จังตระกุล¹, นิไรดา เจะเตะ², กมลชนก มุลลิสาร²,
เกรียงไกร กิจเจริญ³, ปิยวรรณ คำแสน¹, สุทธิพรรณ กิจเจริญ^{3*}

Received: November 1, 2018

Revised: December 20, 2018

Accepted: December 24, 2018

บทคัดย่อ

การตรวจอัตราการตกตะกอนเม็ดเลือดแดง เป็นการตรวจทางห้องปฏิบัติการที่นิยมใช้ในการตรวจกรองหรือติดตามภาวะอักเสบ การติดเชื้อ มะเร็ง หรือโรคอิมมูน การตรวจอัตราการตกตะกอนเม็ดเลือดแดงทำได้หลายวิธี แต่วิธีมาตรฐาน คือ วิธี Westergren ซึ่งเป็นวิธีใช้เวลาในการตรวจนานและใช้เลือดปริมาณมาก การศึกษาครั้งนี้ต้องการปรับปรุงการตรวจอัตราการตกตะกอนเม็ดเลือดแดงด้วยวิธี micro-ESR โดยใช้หลอดฮีมาโตคริต และเปรียบเทียบกับวิธี Westergren โดยนำตัวอย่างเลือดที่ดีที่เอามาตรวจอัตราการตกตะกอนเม็ดเลือดแดงด้วยวิธี micro-ESR และวิธี Westergren ซึ่งดำเนินการตามคำแนะนำของ International Council for Standardization in Haematology (ICSH) ตัวอย่างเลือดชุดแรกจำนวน 65 ราย ใช้เพื่อหาสูตรคำนวณค่า micro-ESR เป็นค่า ESR ด้วยวิธี Westergren สูตรที่ได้ คือ $\text{Micro-ESR (mm/hr)} = 0.0026x^3 - 0.1472x^2 + 4.1674x$ โดย x = ค่าการตกตะกอนของเม็ดเลือดแดงหน่วยเป็นมิลลิเมตรที่เวลา 45 นาที ตัวอย่างเลือดชุดที่ 2 จำนวน 101 ราย ใช้เพื่อเปรียบเทียบผลการตรวจอัตราการตกตะกอนเม็ดเลือดแดงด้วยวิธี micro-ESR กับวิธี Westergren ด้วยสถิติ Spearman's correlation และ Bland-Altman plot พบว่า ผลการตรวจอัตราการตกตะกอนของเม็ดเลือดแดงด้วยวิธี micro-ESR กับวิธี Westergren มีความสัมพันธ์กันดีมาก ($r = 0.92$) และการวิเคราะห์ด้วย Bland-Altman plot แสดงให้เห็นว่า ผลต่างของการทดสอบระหว่าง 2 วิธี มีการกระจายอยู่ในเกณฑ์ที่ยอมรับได้ (mean bias = 0.6) การตรวจอัตราการตกตะกอนเม็ดเลือดแดงด้วยวิธี micro-ESR เป็นวิธีที่น่าเชื่อถือ ใช้เวลาในการตรวจน้อยกว่า ราคาถูกกว่า และใช้ตัวอย่างเลือดน้อยกว่าวิธี Westergren จึงเป็นวิธีที่เหมาะสมสำหรับการตรวจอัตราการตกตะกอนเม็ดเลือดแดงในกรณีที่มีข้อจำกัดเกี่ยวกับการเจาะเก็บเลือด เช่น ทารก ผู้สูงอายุ และผู้ป่วยหนัก

คำสำคัญ: Blood sedimentation, ICSH, Recommendation

¹ หน่วยงานยุทธศาสตร์วินิจฉัย โรงพยาบาลศรีนครินทร์ คณะแพทยศาสตร์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น

² นักศึกษาสาขาเทคนิคการแพทย์ คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น

³ กลุ่มวิชาจุลทรรศน์คลินิก คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น

*ผู้รับผิดชอบบทความ



Comparison of the erythrocyte sedimentation rate measured by the micro-ESR method and the gold standard Westergren method

Yotsombat Changtrakul¹, Niraida Jehteh², Kamonchanok Moonlisarn², Kriengkrai Kitcharoen³,
Piyawan Kumsaen¹, Suttiphan Kitcharoen^{3*}

Abstract

Erythrocyte sedimentation rate (ESR) is a commonly performed laboratory test for screening and monitoring of inflammation, infection, cancer or autoimmune disease. There are several methods for measuring the ESR, but the gold standard method is the Westergren method, which is time-consuming and requires a large amount of blood sample. This study aims to improve the micro-ESR method using hematocrit tube and compare with the Westergren method. EDTA blood samples were processed for ESR measurement by micro-ESR method and Westergren method according to the International Council for Standardization in Haematology (ICSH) recommendation. The first set of 65 blood samples was used to generate an equation for calculating the micro-ESR to the Westergren ESR. The obtained equation is $\text{micro-ESR (mm/hr)} = 0.0026x^3 - 0.1472x^2 + 4.1674x$, where x is the distance in millimeters of erythrocyte sedimentation for 45 minutes. The second set of 101 blood samples was used to compare the ESR measured by micro-ESR method with Westergren method. Spearman's correlation and Bland-Altman plot were performed to analyze the data. Micro-ESR results showed high correlation coefficient of 0.92 and the Bland-Altman plot revealed an acceptable agreement (mean bias = 0.6) with the Westergren method. The micro-ESR method is a reliable method for ESR determination. The test is faster, cheaper and requires small blood volume as compare to the Westergren method. It is an appropriate method for determining ESR especially for the patients with limitation of blood collection as pediatric patients, very old patients and critically ill patients.

Keywords: Blood sedimentation, ICSH, Recommendation

¹ Diagnostic Microscopy Unit, Srinagarind hospital, Faculty of Medical, Khon Kaen University

² Medical Technology student, Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University

³ Department of Clinical Microscopy, Faculty of Associated Medical Sciences, Khon Kaen University

* Corresponding author: email: sutpra@kku.ac.th

บทนำ

การตรวจอัตราการตกตะกอนเม็ดเลือดแดงหรือ erythrocyte sedimentation rate (ESR) ถูกพัฒนาขึ้นครั้งแรกในปี ค.ศ. 1894 โดยนายแพทย์ชาวโปแลนด์ Dr. Edmund Biernacki ต่อมาได้มีรายงานความผิดปกติของค่า ESR ในโรคและภาวะต่างๆ โดยนายแพทย์อีก 3 ท่าน คือ L. Herszfeld, R. Fåhræus และ A. Westergren⁽¹⁾ การตรวจ ESR ได้กลายเป็นการทดสอบที่แพทย์ทั่วโลกนิยมใช้ในการตรวจกรองและติดตามภาวะอักเสบที่เกิดจากสาเหตุต่างๆ เช่น การติดเชื้อ มะเร็ง และออโตอิมมูน^(2, 3) นอกจากนี้ยังมีรายงานพบว่าค่า ESR มีความสัมพันธ์กับการทำนายโรคที่ไม่ดีในผู้ป่วยโรคหลอดเลือดหัวใจ (coronary syndrome)^(3, 4) วิธีการตรวจ ESR มีหลากหลายวิธี จึงมีความจำเป็นต้องปรับให้เป็นมาตรฐานเดียวกัน ในปี ค.ศ. 2011 International Council for Standardization in Haematology (ICSH) และ National Committee for Clinical Laboratory Standards (NCCLS; ปัจจุบันคือ Clinical Laboratory Standard Institute [CLSI]) ได้ให้การรับรองการตรวจ ESR ด้วยวิธี Westergren เป็นวิธีอ้างอิง (reference method) พร้อมทั้งระบุรายละเอียดวิธีการทำไว้อย่างชัดเจน⁽⁵⁾ ต่อมาในปี ค.ศ. 2017 ICSH ได้กำหนดให้วิธี Westergren เป็นวิธีมาตรฐาน (gold standard method) สำหรับการประเมินวิธีการตรวจ ESR ที่พัฒนาขึ้นมาใหม่⁽⁶⁾

ปัจจุบันมีการตรวจ ESR หลายวิธี ทั้งที่ดัดแปลงจากวิธี Westergren และวิธีการใหม่ๆ ที่ไม่ได้เป็นไปตามหลักการของ Westergren เช่น ใช้หลักการปั่นตกตะกอน (centrifugation) หรือใช้หลักการไหลร่วมกับการวัดความเข้มแสง (photometric rheology) เป็นต้น แม้วิธี Westergren จะเป็นวิธีที่ทำได้ง่ายและราคาไม่แพง แต่มีข้อจำกัด คือ ต้องใช้เวลาในการทดสอบนาน 1 ชั่วโมง ทำให้เกิดความล่าช้าในการรายงานผลต่อแพทย์ และใช้เลือดปริมาณมากตั้งแต่ 2 มิลลิลิตรขึ้นไป จึงอาจมีปัญหาในการเจาะเก็บเลือดจากผู้ป่วยหนัก ผู้สูงอายุ เด็กอ่อน และเด็กทารก การตรวจ ESR ด้วยวิธี micro-ESR เป็นวิธีที่ใช้เลือดปริมาณน้อยลง

ในปี ค.ศ. 1982 Shah และ Kumar⁽⁷⁾ ได้รายงานการใช้ Natelson heparinized capillary tubes (ความยาว 150 มิลลิเมตร เส้นผ่าศูนย์กลางภายใน 1.5 มิลลิเมตร ปริมาตรสุทธิ 250 ไมโครลิตร) ในการตรวจ ESR จากเลือดทารกแรกเกิดจำนวน 15 ราย พบว่ามีความสัมพันธ์กันดีกับการตรวจ ESR ด้วยวิธี Wintrobe และมีรายงานการนำหลอดฮีมาโตคริต (hematocrit tube) มาใช้ในการตรวจ ESR^(8, 9) แต่รายงานวิจัยทั้ง 2 เรื่องนี้ เป็นการพัฒนาวิธีการตรวจ micro-ESR ขึ้น โดยยังไม่มี การนำไปตรวจในตัวอย่างกลุ่มใหม่ เพื่อตรวจสอบความถูกต้องของวิธีการ (validity)

ในการศึกษาครั้งนี้ มุ่งเน้นเพื่อปรับปรุงการตรวจ ESR ด้วยหลอดฮีมาโตคริต (ในการศึกษานี้เรียกว่า micro-ESR) ให้มีความถูกต้องมากยิ่งขึ้น ด้วยการเจาะเลือดที่เจาะจากหลอดเลือดดำตามมาตรฐานของ ICSH 2011 และประดิษฐ์ micro-ESR rack ขึ้น เพื่อใช้ตั้งหลอดฮีมาโตคริตให้ตั้งตรงทำมุม 90° พอดี พร้อมทั้งประเมินค่า ESR ที่ตรวจวัดได้กับวิธี Westergren ซึ่งเป็น gold standard method⁽⁶⁾ วิธี micro-ESR ที่ได้ปรับปรุงขึ้นมานี้ จะเป็นประโยชน์ในกรณีที่ต้องการตรวจ ESR ในตัวอย่างเลือดที่มีปริมาณน้อยได้

วัสดุและวิธีการ

ตัวอย่างที่ใช้ศึกษา

ในการศึกษาครั้งนี้ใช้ตัวอย่างเลือดอีดีทีเอ (ethylenediaminetetraacetic acid; EDTA) ที่เหลือจากงานตรวจประจำวัน ของหน่วยจุลทรรศน์วินิจฉัย โรงพยาบาลศรีนครินทร์ คณะแพทยศาสตร์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น ตัวอย่างเลือดที่ใช้ต้องมีปริมาตรไม่น้อยกว่า 2 มิลลิลิตร เพื่อให้เพียงพอสำหรับการตรวจ ESR ด้วยวิธี Westergren และวิธี micro-ESR

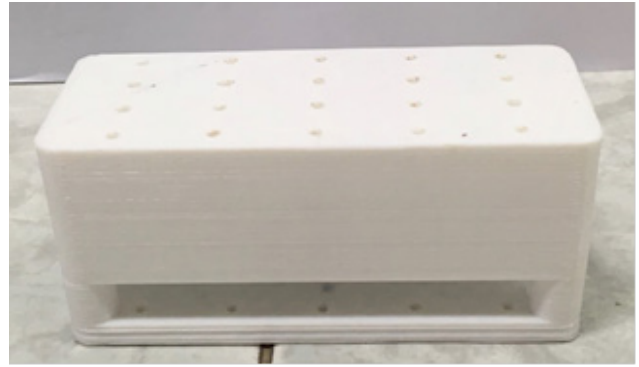
วิธีการศึกษา

การตรวจ ESR ด้วยวิธี Westergren

การตรวจ ESR ด้วยวิธี Westergren ทำตามข้อกำหนดของ ICSH^(5, 6) ซึ่งมีขั้นตอนการทำดังนี้ เจือจางตัวอย่างเลือดด้วยน้ำเกลือปราศเชื้อ (sterile normal saline) ในอัตราส่วนเลือด : น้ำเกลือ = 4 : 1 ในหลอดทดลองขนาด 12 x 75 มิลลิเมตร โดยใช้เลือด 1.6 มิลลิตร : น้ำเกลือ 0.4 มิลลิตร จะได้เลือดปริมาตร 2 มิลลิตร นำมาตรวจ ESR ด้วยวิธี Westergren โดยใช้ plastic Westergren pipet ที่เสียบอยู่กับจุกยาง เมื่อเสียบลงในหลอดเลือดจะเกิดระบบสุญญากาศดูดเลือดขึ้นมาอยู่ที่ตำแหน่ง 0 พอดี ตั้งหลอดเลือดที่มี Westergren pipet เสียบอยู่ในที่วางหลอด ให้ตั้งตรงทำมุม 90° กับฐาน เมื่อครบ 60 นาที อ่านค่าความสูงของพลาสมา (plasma) หน่วยเป็นมิลลิเมตร จะได้ค่า ESR หน่วยเป็นมิลลิเมตรต่อชั่วโมง (mm/hr)

การตรวจ ESR ด้วยวิธี micro-ESR

นำหลอดฮีมาโตคริตวัดความยาวจากขอบบนสุดลงมา 1 เซนติเมตร ใช้ปากกาทำสัญลักษณ์เพื่อกำหนดปริมาตรการใส่เลือดให้เท่ากันทุกครั้ง จากนั้นนำตัวอย่างเลือดที่ดีที่เอ ปริมาตร 200 ไมโครลิตร ผสมกับน้ำเกลือปราศเชื้อปริมาตร 50 ไมโครลิตร จะได้อัตราส่วน 4 : 1 ผสมให้เข้ากันดี นำหลอดฮีมาโตคริตที่เตรียมไว้ มาดูดเลือดขึ้นไปให้ถึงสัญลักษณ์ที่ขีดไว้ แล้วปิดปลายด้านหนึ่งของหลอดด้วยดินน้ำมันให้สูงประมาณ 2 มิลลิเมตร นำไปวางใน micro-ESR rack ที่ประดิษฐ์ขึ้นสำหรับตั้งหลอดฮีมาโตคริตโดยเฉพาะ สามารถตั้งหลอดได้พร้อมกัน 20 หลอด ซึ่งหลอดจะตั้งตรงทำมุม 90° พอดี micro-ESR rack นี้ ออกแบบโดยใช้โปรแกรม autodesk inventor และโปรแกรม Cura จากนั้นนำไปพิมพ์ด้วยเครื่องพิมพ์สามมิติ (รูปที่ 1) โดยได้ทำการศึกษาเบื้องต้นเพื่อหาเวลาที่เหมาะสมในการอ่านผล และพบว่าที่เวลา 45 นาที เป็นเวลาที่น้อยที่สุดที่เม็ดเลือดแดงแยกชั้นจากพลาสมาอย่างชัดเจน



รูปที่ 1 Micro-ESR rack สำหรับทำตั้งหลอดฮีมาโตคริตในการตรวจวัด ESR ด้วยวิธี micro-ESR

เมื่อครบเวลา 45 นาที นำหลอดออกมาวัดการตกตะกอนของเม็ดเลือดแดง โดยใช้ไม้บรรทัดวัดค่าความสูงของพลาสมาหน่วยเป็นมิลลิเมตร แล้วคำนวณเป็นค่า ESR ตามของวิธี Westergren (mm/hr) ดังแสดงขั้นตอนการทำในรูปที่ 2

การศึกษาเพื่อหาสูตรคำนวณค่า micro-ESR เป็นค่า ESR ด้วยวิธี Westergren

ใช้ตัวอย่างเลือดจำนวน 75 ราย มาตรวจวัด ESR ด้วยวิธี Westergren และวิธี micro-ESR โดยให้มีค่า ESR ครอบคลุมตั้งแต่ 2-120 mm/hr วิธี micro-ESR จะทำการทดสอบรายละเอียด 3 ค่า ข้อมูลที่พบว่าค่าการตกตะกอนของเม็ดเลือดแดงที่วัดจากความสูงของพลาสมา 3 ครั้ง ได้ค่าแตกต่างกันเกิน 5 มิลลิเมตร จะไม่นำมาใช้ในการวิเคราะห์ข้อมูล^(5, 6) นำผลที่ได้มาสร้างกราฟ โดยแกน Y เป็นค่า ESR ด้วยวิธี Westergren (mm/hr) และแกน X เป็นค่าความสูงของพลาสมาจากวิธี micro-ESR หน่วยเป็นมิลลิเมตร แล้วหาสมการความสัมพันธ์ระหว่างวิธี Westergren และค่าการตกตะกอนของเม็ดเลือดแดงจากวิธี micro-ESR

การศึกษาความแม่นยำของการตรวจวัด ESR ด้วยวิธี micro-ESR

เลือกตัวอย่างเลือดจำนวน 6 ราย โดยแบ่งตามช่วงค่า ESR เป็น 3 กลุ่ม คือ 1-20 mm/hr, 21-60 mm/hr และ >60 mm/hr นำมาตรวจวัด ESR ด้วยวิธี micro-ESR โดยทำซ้ำรายละเอียด 15 ครั้ง แล้ววิเคราะห์ค่า

ความแม่นยำโดยคำนวณค่าเฉลี่ย (mean), ค่าเบี่ยงเบนมาตรฐาน (standard deviation) และค่าสัมประสิทธิ์การกระจาย (coefficient of variation, CV)

การศึกษาเปรียบเทียบการตรวจวัด ESR ด้วยวิธี micro-ESR และวิธี Westergren

ใช้ตัวอย่างเลือดชุดใหม่จำนวน 101 ราย แบ่งตามช่วงค่า ESR เป็น 3 กลุ่ม คือ 1-20 mm/hr, 21-60 mm/hr และ >60 mm/hr นำมาตรวจวัด ESR ด้วยวิธี Westergren และ micro-ESR โดยวิธี micro-ESR จะทำการทดสอบรายละ 3 ค่า โดยทั้ง 3 ค่าต้องแตกต่างกันไม่เกิน 5 มิลลิเมตร แล้วใช้ค่าเฉลี่ยในการเปรียบเทียบผลการตรวจ โดยใช้ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์แบบสเปียร์แมน (Spearman rank correlation coefficient) และ Bland-Altman plot^(5, 6, 10)

การวิเคราะห์ข้อมูลทางสถิติ

การวิเคราะห์ข้อมูลทางสถิติทำตามคำแนะนำของ ICSH^(4, 5) โดยใช้โปรแกรม Microsoft Excel และโปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติ SPSS version 15.0 ในการคำนวณค่าเฉลี่ย, ค่าเบี่ยงเบนมาตรฐาน, ค่าสัมประสิทธิ์การกระจาย, สมการถดถอย (linear regression) และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์แบบสเปียร์แมน

ข้อพิจารณาด้านจริยธรรมวิจัย

การทำวิจัยครั้งนี้ได้ผ่านการรับรองจริยธรรมการวิจัย จากคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยในมนุษย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น (HE 611125)

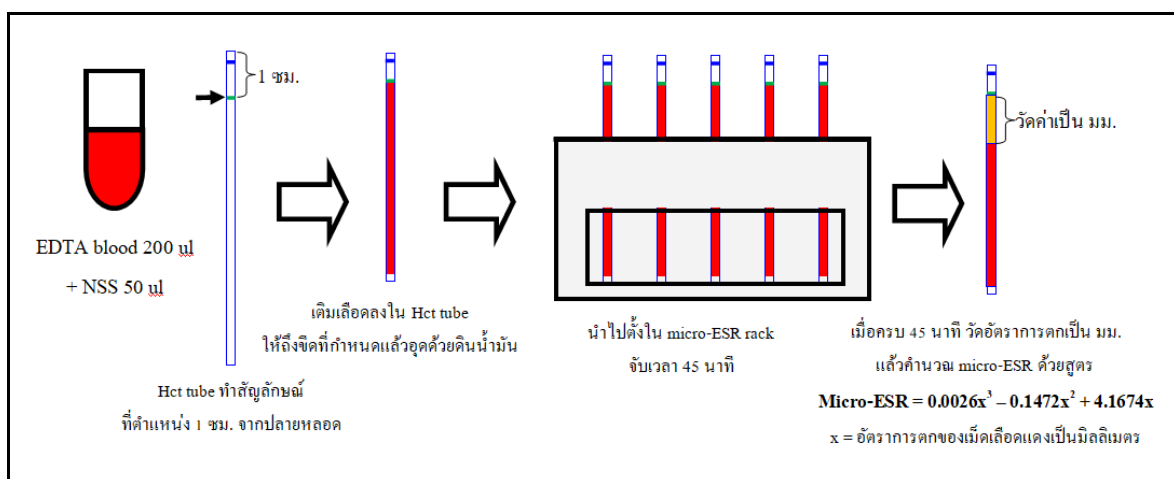
ผลการศึกษา

การศึกษาเพื่อหาสูตรคำนวณค่า micro-ESR เป็นค่า ESR ด้วยวิธี Westergren

เมื่อนำตัวอย่างเลือดจำนวน 75 ราย มาตรวจวัด ESR ด้วยวิธี Westergren พบว่ามีค่า ESR อยู่ในช่วง 1-145 mm/hr และตรวจวัดด้วยวิธี micro-ESR รายละ 3 ครั้ง จากผลการทดสอบพบว่า มี 7 ราย ที่วัดค่าการตกตะกอนของเม็ดเลือดแดง 3 ครั้ง ได้ค่าแตกต่างกันเกิน 5 มิลลิเมตร และมี 3 ราย ที่อ่านค่า Westergren ไม่ได้ เนื่องจากมีฟองอากาศ จึงเหลือข้อมูลสำหรับใช้หาสูตรคำนวณจำนวน 65 ราย เมื่อสร้างกราฟระหว่างค่า ESR ด้วยวิธี Westergren และค่าการตกตะกอนของเม็ดเลือดแดงจากวิธี micro-ESR พบว่ามีความสัมพันธ์แบบไม่เป็นเส้นตรง และได้สมการสำหรับคำนวณค่า micro-ESR ดังนี้

$$\text{Micro-ESR (mm/hr)} = 0.0026x^3 - 0.1472x^2 + 4.1674x$$

โดย x = ค่าการตกตะกอนของเม็ดเลือดแดงหน่วยเป็น มิลลิเมตร ที่เวลา 45 นาที



รูปที่ 2 ขั้นตอนการตรวจวัด ESR ด้วยวิธี micro-ESR

การศึกษาความแม่นยำของการตรวจวัด ESR ด้วยวิธี micro-ESR

การศึกษาความแม่นยำของการตรวจวัด ESR ด้วยวิธี micro-ESR ใช้ตัวอย่างเลือดจำนวน 6 ราย แต่ละรายทำการตรวจซ้ำ 15 ครั้ง พบว่า ตัวอย่างเลือดที่มีค่า micro-ESR อยู่ในช่วง 1-20 mm/hr จำนวน 2 ราย มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 8.2 ± 1.0 mm/hr และ 8.6 ± 0.9 mm/hr และมีค่า CV เท่ากับ 12.6% และ 10.6% ตามลำดับ ตัวอย่างเลือดที่มีค่า micro-ESR อยู่ในช่วง 21-60 mm/hr จำนวน 2 ราย มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 38.4 ± 3.1 mm/hr และ 52.5 ± 4.2 mm/hr และมีค่า CV เท่ากับ 8.0% และ 7.9% ตามลำดับ และตัวอย่างเลือดที่มีค่า micro-ESR อยู่ในช่วง >60 mm/hr จำนวน 2 ราย ราย มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 83.8 ± 2.5 mm/hr และ 98.5 ± 3.2 mm/hr และมีค่า CV เท่ากับ 3.0% และ 3.2% ตามลำดับ จะเห็นได้ว่าในรายที่มีค่า micro-ESR ต่ำ จะมีค่า CV สูง และค่า CV จะลดลงเมื่อค่า micro-ESR สูงขึ้น ข้อมูลแสดงในตารางที่ 1

ตารางที่ 1 ค่าสัมประสิทธิ์การกระจาย (CV) ของการตรวจวัด ESR ด้วยวิธี micro-ESR โดยแต่ละรายทำซ้ำ 15 ครั้ง

Sample No.	Mean $\pm$ SD (mm/hr)	Range (mm/hr)	CV (%)
1	8.2 ± 1.0	7.8 – 11.2	12.6
2	8.6 ± 0.9	7.8 – 9.5	10.6
3	38.4 ± 3.1	31.5 – 46.0	8.0
4	52.5 ± 4.2	47.4 – 61.6	7.9
5	83.8 ± 2.5	78.8 – 88.5	3.0
6	98.5 ± 3.2	92.9 – 105.3	3.2

การศึกษาเปรียบเทียบการตรวจวัด ESR ด้วยวิธี micro-ESR และวิธี Westergren

ใช้ตัวอย่างเลือดชุดใหม่จำนวน 101 ราย เป็นเพศชาย 47 ราย และเพศหญิง 54 ราย อายุตั้งแต่ 8 - 88 ปี มีค่า ESR จากวิธี Westergren อยู่ในช่วง 2 - 156 mm/hr มีค่าเฉลี่ย ESR ที่ตรวจวัดด้วยวิธี Westergren และ micro-ESR เท่ากับ 39.5 ± 30.0 mm/hr และ 40.1 ± 27.0 mm/hr ตามลำดับ (ตารางที่ 2)

ตารางที่ 2 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วย Spearman correlation และ Bland-Altman plot

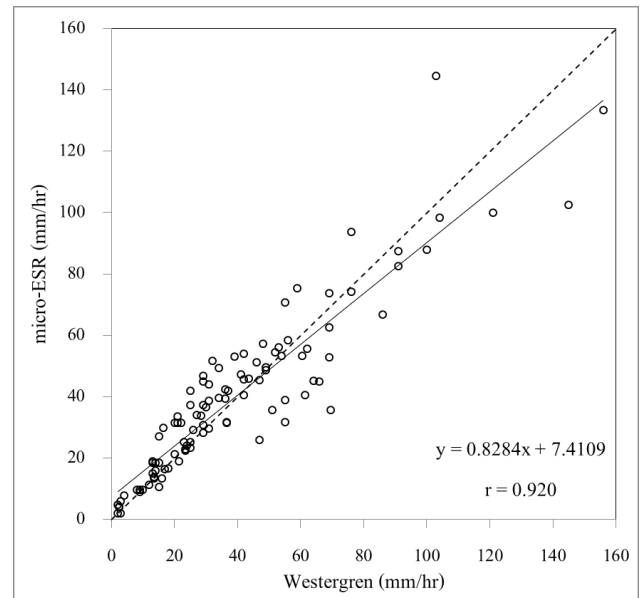
Range of ESR (mm/hr)	n	Westergren (mm/hr)	Micro-ESR (mm/hr)	Spearman correlation	Mean Bias	95% limit of agreement
1 - 20	28	11.2 ± 5.8	13.5 ± 7.8	$r = 0.864$	2.3	-5.9 – 10.5
21 - 60	53	36.5 ± 11.3	40.4 ± 12.3	$r = 0.709$	3.8	-14.2 – 21.8
> 60	20	87.0 ± 27.6	76.8 ± 29.8	$r = 0.867$	-10.2	-45.4 – 25.0
รวม	101	39.5 ± 30.0	40.1 ± 27.0	$r = 0.920$	0.6	-22.5 – 23.8

ผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วย Spearman's correlation พบว่า ผลตรวจ ESR ของทั้ง 2 วิธี มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์สูง ($r = 0.92$) แสดงให้เห็นว่า ผลตรวจ ESR ของทั้ง 2 วิธี มีค่าแปรตามกันและมีความสัมพันธ์กันดีมาก เมื่อแบ่งตัวอย่างเลือดตามช่วงค่า ESR เป็น 3 กลุ่ม คือ 1-20, 21-60 และ >60 mm/hr จะมีจำนวนตัวอย่าง 28, 53 และ 20 ราย ตามลำดับ พบว่า กลุ่มที่มีค่า ESR อยู่ในช่วง 21-60 mm/hr มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ต่ำที่สุด ($r = 0.709$) ส่วนกลุ่มที่มีค่า ESR อยู่ในช่วง 1-20 และ >60 mm/hr มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ใกล้เคียงกัน ($r = 0.864$ และ 0.867 ตามลำดับ) ดังแสดงในตารางที่ 2 และรูปที่ 3 และการวิเคราะห์ข้อมูลด้วย Bland-Altman plot พบว่า mean bias ของทั้ง 2 วิธี เท่ากับ 0.6 mm/hr โดยกลุ่มที่มีค่า ESR >60 mm/hr มีค่า mean bias เป็นลบ (-10.2 mm/hr) แสดงให้เห็นว่าในกลุ่มที่มีค่า ESR สูง ผลการตรวจวัดด้วยวิธี micro-ESR มีค่าต่ำกว่าวิธี Westergren ข้อมูลแสดงในตารางที่ 2 และรูปที่ 4

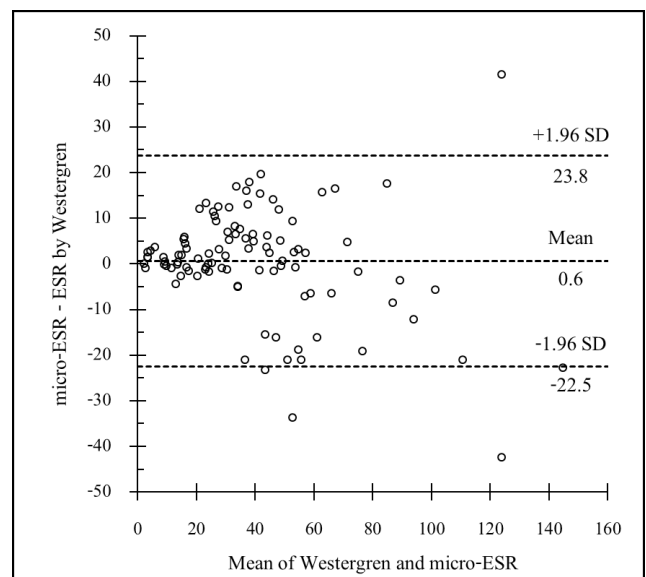
วิจารณ์และสรุปผลการศึกษา

ICSH ได้กำหนดให้การตรวจ ESR ด้วยวิธี Westergren เป็นวิธีมาตรฐาน แต่จากปัญหาเรื่องการใช้เลือดปริมาณมากและระยะเวลาาน จึงได้มีการปรับปรุงหรือดัดแปลงวิธีการตรวจวัดให้สะดวกและรวดเร็วมากขึ้น รวมทั้งใช้เลือดปริมาณน้อยลง การตรวจ micro-ESR โดยใช้หลอดฮีมาโตคริตน์ ได้มีรายงานการศึกษาจากประเทศอิหร่าน เมื่อปี ค.ศ. 2015 โดย Hashemi และคณะ⁽⁸⁾ และจากประเทศอินเดีย เมื่อปี ค.ศ. 2018 โดย Preet และคณะ⁽⁹⁾ พบว่ามีความสัมพันธ์ดีมากกับวิธี Westergren ($r = 0.987$ และ 0.9977 ตามลำดับ) อย่างไรก็ตามรายงานวิจัยทั้ง 2 เรื่องนี้ ในการเจาะงาเลือดใช้การหยดเลือดผสมกับสารกันเลือดแข็ง 3.8% โซเดียม ซิเตรท บนแผ่นสไลด์แก้ว ในอัตราส่วนเลือด : สารกันเลือดแข็ง 4 : 1 หยด จึงมีโอกาสสูงที่จะเกิดความคลาดเคลื่อนของปริมาตรเลือดและสารกันเลือดแข็ง นอกจากนี้ในรายงานวิจัยทั้ง 2 เรื่อง ยังได้ระบุข้อจำกัดของการศึกษาไว้ว่า ในการตรวจตัวอย่างแต่ละรายเป็นการตรวจเพียงครั้งเดียว ทำให้ไม่สามารถประเมินเกี่ยวกับความแม่นยำในการทำซ้ำ (reproducibility) ได้

คณะผู้วิจัยได้ปรับปรุงการตรวจ micro-ESR โดยพยายามควบคุมปัจจัยต่างๆ ที่มีผลต่อการตรวจวัด ESR ได้แก่ การเจาะงาเลือดให้แม่นยำมากขึ้น เพื่อให้ได้อัตราส่วน 4 : 1 พอดี (เลือด : น้ำเกลือ = 200 : 50 ไมโครลิตร) การดูดเลือดเข้าหลอดฮีมาโตคริตน์ให้ได้ปริมาณใกล้เคียงกันทุกหลอดโดยทำสัญลักษณ์ที่ระยะ 1 เซนติเมตรจากปลายหลอด



รูปที่ 3 ความสัมพันธ์ระหว่างค่า ESR ที่ตรวจวัดด้วยวิธี Westergren และวิธี micro-ESR มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (r) 0.92



รูปที่ 4 Bland-Altman plot ระหว่างค่า ESR ที่ตรวจวัดด้วยวิธี Westergren และวิธี micro-ESR

การประดิษฐ์ micro-ESR rack สำหรับใช้ตรวจ micro-ESR โดยเฉพาะ เพื่อควบคุมให้หลอดฮีมาโตคริต ตั้งตรง 90° พอดี และทำการทดสอบรายละเอียด 3 ค่า เพื่อควบคุม reproducibility รวมทั้งลดเวลาในการอ่าน ผลจาก 60 นาที เหลือ 45 นาที ช่วยให้รายงานผลได้เร็วขึ้น

ผลจากการศึกษาพบว่า ความสูงของพลาสมา มีความสัมพันธ์แบบไม่เป็นเส้นตรงกับค่า ESR ที่ตรวจวัด โดยวิธี Westergren และได้สูตรคำนวณเป็น Micro-ESR (mm/hr) = $0.0026x^3 - 0.1472x^2 + 4.1674x$ ซึ่ง x คือ ค่าการตกตะกอนของเม็ดเลือดแดงหน่วยเป็นมิลลิเมตร ที่เวลา 45 นาที สูตรที่ได้จากการศึกษาครั้งนี้ต่างจากสูตรของ Hashemi และคณะ⁽⁸⁾ ที่คำนวณจาก regression equation และได้ค่า ESR (mm/hr) = $2.819 \times \text{micro-ESR ที่ 20 นาที} + 1.346$ ส่วนสูตรของ Preet และคณะ⁽⁹⁾ ที่ได้ค่า ESR (mm/hr) = (ความสูงของพลาสมา ที่เวลา 1 ชั่วโมง/ความสูงของเลือดทั้งหมด) $\times 200$ โดยไม่ได้บอกที่มาของสูตร อย่างไรก็ตามความแตกต่างของสูตรที่ได้ อาจเป็นผลจากความแตกต่างของตัวอย่างเลือดที่ใช้วิธีการทำ ระยะเวลาการอ่านผล รวมถึงกลุ่มประชากรที่แตกต่างกันด้วย

การศึกษาความแม่นยำของการตรวจ micro-ESR ในตัวอย่างเลือดที่มีค่า ESR ต่ำ (1-20 mm/hr) ปานกลาง (21-60 mm/hr) และสูง (>60 mm/hr) ช่วงค่าละ 2 ราย โดยค่า CV ที่ได้ คือ 12.6%, 10.6%, 8.0%, 7.9%, 3.0% และ 3.2% อยู่ในช่วงค่าที่ยอมรับได้ตามเกณฑ์ CLSI H2-A4 guideline ที่กำหนดค่า CV ของการตรวจ ESR ไว้ที่ 10.88% - 38.88%⁽¹¹⁾ ซึ่งค่า CV จะลดลงตามลำดับเมื่อค่า ESR เพิ่มขึ้น (ตารางที่ 1) ลักษณะแนวโน้มค่า CV ที่ลดลงเมื่อค่า ESR เพิ่มขึ้นนี้ คล้ายกับการศึกษาของ Boğdaycıoğlu และคณะ⁽¹²⁾ ที่ศึกษาการตรวจ ESR ด้วยเครื่องอัตโนมัติ 2 รุ่น คือ iSED และ Ves-Matic Cube 200 ซึ่งพบว่าค่า CV ของการตรวจ ESR ด้วยเครื่อง iSED ในตัวอย่างเลือดที่มีค่า ESR ต่ำ ปานกลาง และสูง เท่ากับ 14.21%, 8.92% และ 8.48% ตามลำดับ และ CV ของการตรวจ ESR ด้วยเครื่อง Ves-Matic Cube 200 เท่ากับ

19.99%, 10.19% และ 9.9% ตามลำดับ แสดงให้เห็นว่าการตรวจ ESR ด้วยวิธี micro-ESR ในการศึกษาครั้งนี้มีความแม่นยำดีมาก เนื่องจากมีค่า CV อยู่ในช่วงค่าที่ยอมรับได้ของ CLSI และยังมีค่า CV ต่ำกว่าค่า CV ที่ได้จากเครื่องอัตโนมัติทั้งในช่วงค่า ESR ต่ำ ปานกลาง และสูง (ตารางที่ 1)

การเปรียบเทียบผลการตรวจ ESR ด้วยวิธี micro-ESR กับวิธีมาตรฐาน Westergren พบว่าทั้ง 2 วิธี มีความสัมพันธ์กันดีมาก ($r = 0.92$) แม้ค่า r ที่ได้จะต่ำกว่าการศึกษาของ Hashemi และคณะ⁽⁸⁾ ที่ได้ค่า $r = 0.987$ และการศึกษาของ Preet และคณะ⁽⁹⁾ ที่ได้ค่า $r = 0.9977$ แต่ผลการศึกษาของคณะผู้วิจัยทั้ง 3 กลุ่มนี้ ยืนยันได้ว่าวิธี micro-ESR สามารถใช้ตรวจ ESR เทียบเคียงได้กับวิธีมาตรฐาน Westergren ส่วนค่าความสัมพันธ์ (r) ที่แตกต่างกันนั้น อาจเป็นผลจากความแตกต่างของตัวอย่างเลือดที่ใช้ กล่าวคือ การศึกษาครั้งนี้ใช้ตัวอย่างเลือดอีทีทีเอมาเจ็องด้วยน้ำเกลือ ส่วนการศึกษาของ Hashemi และคณะ⁽⁸⁾ และการศึกษาของ Preet และคณะ⁽⁹⁾ ใช้เลือดสดผสมกับสารกันเลือดแข็ง 3.8% โซเดียม ซิเตรตโดยตรง ระยะเวลาในการอ่านผลก็แตกต่างกัน คือ การศึกษาครั้งนี้อ่านผลที่เวลา 45 นาที Hashemi และคณะ อ่านผลที่เวลา 20 นาที และ Preet และคณะ อ่านผลที่เวลา 1 ชั่วโมง

นอกจากนี้งานวิจัยทั้ง 2 เรื่อง ได้กล่าวถึงข้อจำกัดของงานวิจัยว่า ไม่ได้คัดเลือกตัวอย่างเลือดอย่างครอบคลุม ทำให้ตัวอย่างเลือดส่วนใหญ่มีค่า ESR อยู่ในช่วงค่าปกติ ดังเช่น การศึกษาของ Preet และคณะ ตัวอย่างเลือดมีค่า ESR อยู่ในช่วง 8 - 87 mm/hr ส่วน Hashemi และคณะ ระบุเพียงว่าส่วนใหญ่เป็นค่าที่อยู่ในช่วงปกติ แต่ไม่ได้รายงานช่วงค่าของ ESR ไว้ ขณะที่การศึกษาครั้งนี้ค่า ESR ของตัวอย่างเลือดมีช่วงกว้างตั้งแต่ 2 - 156 mm/hr ส่งผลให้ค่า r ลดลง อย่างไรก็ตามค่า r ของการศึกษานี้ยังสูงกว่าค่า r ของการศึกษาที่ตรวจวัด ESR จากเครื่องอัตโนมัติ iSED และ Ves-Matic Cube 200 ที่มีค่า $r = 0.76$ และ 0.84 ตามลำดับ⁽¹²⁾ ดังนั้นวิธี micro-ESR ที่ได้รับการปรับปรุงขึ้นมานี้ จึงเป็นวิธีที่น่าเชื่อถือสำหรับการตรวจ ESR

นอกจากนี้การเปรียบเทียบผลการตรวจ ESR ด้วยวิธี micro-ESR กับวิธีมาตรฐาน Westergren โดย Bland-Altman plot พบว่ามีค่า mean bias = 0.6 หมายถึงค่า ESR ด้วยวิธี micro-ESR จะสูงกว่าวิธี Westergren เล็กน้อย เมื่อเทียบกับการตรวจ ESR ด้วยเครื่อง Ves-Matic Cube 200 (mean bias = -1.4) และเครื่อง iSED (mean bias = -13.0) จะเห็นว่าวิธี micro-ESR ในการศึกษาครั้งนี้มีค่าใกล้เคียงกับวิธี Westergren มากกว่า แต่เมื่อพิจารณาแยกเป็นช่วงค่า ESR ต่างๆ จะพบค่า mean bias 2.3, 3.8 และ -10.2 ในกลุ่มค่า ESR 1-20, 21-60 และ >60 mm/hr ตามลำดับ แสดงให้เห็นว่าในช่วงค่า ESR >60 mm/hr ผลตรวจ micro-ESR จะได้ค่าต่ำกว่าวิธี Westergren ส่วนหนึ่งอาจมีสาเหตุจากข้อจำกัดเรื่องความยาวของหลอดฮีมาโตคริต และระยะเวลาอ่านผลที่สั้นกว่ามาตรฐาน ทำให้เม็ดเลือดแดงยังตกตะกอนไม่สมบูรณ์ อย่างไรก็ตามในกรณีที่ค่า ESR สูงกว่าปกติเช่นนี้ จะไม่มีปัญหาในการแปลผลการตรวจ เนื่องจากเป็นค่าที่ผิดปกติอยู่แล้ว สำหรับการติดตามผลการรักษานั้น แพทย์จำเป็นต้องเปรียบเทียบผลการตรวจกับผลการตรวจเดิมที่ตรวจวัดด้วยวิธีเดียวกัน เนื่องจากมีความแตกต่างระหว่างผลการตรวจที่ได้จากวิธีการตรวจวัดที่ต่างกัน⁽⁶⁾

ผลการศึกษาครั้งนี้แสดงให้เห็นว่าการตรวจ ESR ด้วยวิธี micro-ESR ที่ปรับปรุงขึ้นมา มีขั้นตอนการทำไม่ยุ่งยาก ใช้หลอดฮีมาโตคริตที่มีราคาถูก และใช้ตัวอย่างเลือดปริมาณน้อย สามารถนำไปใช้ในห้องปฏิบัติการเพื่อแก้ปัญหากรณีที่เจาะเก็บตัวอย่างเลือดได้ปริมาณน้อย โดยผู้วิจัยจะพัฒนาวิธีการตรวจให้ดียิ่งขึ้น เพื่อลดปริมาณเลือดและระยะเวลาการอ่านผลลงอีก และเพิ่มความถูกต้องแม่นยำให้มากขึ้น

กิตติกรรมประกาศ

ผู้วิจัยขอขอบคุณ คณะเทคนิคการแพทย มหาวิทยาลัยขอนแก่น ที่ให้ทุนสนับสนุนการวิจัยนี้

เอกสารอ้างอิง

1. Grzybowski A, Sak J. A short history of the discovery of the erythrocyte sedimentation rate. *Int J Lab Hematol* 2012; 34: 442-4.
2. Brigden ML. Clinical utility of the erythrocyte sedimentation rate. *Am Fam Physician* 1999; 60: 1443-50.
3. Bochen K, Krasowska A, Milaniuk S, Kulczyńska M, Prystupa A, Dzida G. Erythrocyte sedimentation rate-an old marker with new applications. *J Pre Clin Clin Res* 2011; 5: 50-5.
4. Wu LA, Tan SL, Wright RS, Kopecky SL, Burritt MF, Santrach PJ, Frye RL. Prognostic value of the erythrocyte sedimentation rate in patients with unstable angina. *Arch Pathol Lab Med*. 2002; 126: 772.
5. Jou JM, Lewis SM, Briggs C, Lee SH, De La Salle B, McFadden S. ICSH review of the measurement of the erythrocyte sedimentation rate. *Int J Lab Hematol* 2011; 33: 125-32.
6. Kratz A, Plebani M, Peng M, Lee YK, McCafferty R, Machin SJ. ICSH recommendations for modified and alternate methods measuring the erythrocyte sedimentation rate. *Int J Lab Hematol* 2017; 39: 448-57.
7. Shah Y, Kumar A. Erythrocyte sedimentation rate: evaluation of a micro technique. *J Natl Med Assoc* 1982; 74: 887-9.
8. Hashemi R, Majidi A, Motamed H, Amini A, Najari F, Tabatabaey A. Erythrocyte sedimentation rate measurement using as a rapid alternative to the Westergren method. *Emergency* 2015; 3: 50-3.

9. Preet K, Anchinmane VT, Sankhe S. Evaluation of micro-ESR method with Westergren method for determination of erythrocyte sedimentation rate. *Int J Res Med Sci* 2018; 6: 628-31.
10. Bland JM, Altman DG. Statistical methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement. *Lancet* 1986; 1: 307-10.
11. Koepke JA, Bull BS, Simson E, van Assendelft OW. Reference and selected procedure for the erythrocyte sedimentation rate (ESR) test; approved standard—fourth edition. NCCLS document H2-A4. 2000; 20: 1-24.
12. Boğdaycioğlu N, Yılmaz FM, Sezer S, Oğuz E. Comparison of iSED and Ves-Matic Cube 200 erythrocyte sedimentation rate measurements with Westergren method. *J Clin Lab Anal.* 2015; 29: 397-404.

**แบบฟอร์มส่งบทความลงตีพิมพ์ใน
วารสารเทคนิคการแพทย์และกายภาพบำบัด**

วันที่.....เดือน.....พ.ศ.....

เรื่อง ส่งบทความและลายมือชื่อยินยอมของผู้นิพนธ์

เรียน บรรณาธิการวารสารเทคนิคการแพทย์และกายภาพบำบัด

● บทความที่ส่ง (เลือกกาได้หลายข้อ)

- ☐ ยังไม่เคยได้รับการตีพิมพ์ในวารสารหรือสิ่งพิมพ์ใดๆมาก่อน
- ☐ เป็นผลงานของผู้เขียน โดยไม่ได้คัดลอกมาจากส่วนหนึ่งส่วนใดหรือผลการศึกษาใด ของผู้อื่น
- ☐ อยู่ระหว่างการส่งไปขอรับการพิจารณาตีพิมพ์ในวารสารอื่นด้วย (โปรดระบุ รายละเอียด)

.....

- ☐ บางส่วน เคยได้รับการตีพิมพ์มาแล้ว (โปรดระบุรายละเอียดการตีพิมพ์และแนบ ต้นฉบับ)

.....

● ประเภทบทความที่ส่ง (โปรดใส่ชื่อเรื่อง)

- ☐ นิพนธ์ต้นฉบับ (Original article).....
- ☐ บทความปริทัศน์ (Review article).....
- ☐ บทความทั่วไป (General article).....
- ☐ จดหมายถึงบรรณาธิการ (Letter to the editor)
- ☐ อื่น ๆ.....

● รายชื่อผู้นิพนธ์ทุกคนพร้อมลายมือชื่อยินยอมให้ลงตีพิมพ์ในวารสารนี้

1.ลงชื่อ.....
2.ลงชื่อ.....
3.ลงชื่อ.....
4.ลงชื่อ.....
5.ลงชื่อ.....
6.ลงชื่อ.....

ลงชื่อผู้เสนอแบบฟอร์ม.....

(.....)

Corresponding author

สถานที่ติดต่อพร้อมหมายเลขโทรศัพท์ โทรสารและ e-mail address

.....

.....

.....

โปรดส่งแบบฟอร์มนี้

โดยการแนบไฟล์ในระหว่างที่ท่านส่งต้นฉบับแบบ Online Submission ใน <http://www.tci.thaijo.org/index.php/ams>

วารสารเทคนิคการแพทย์และกายภาพบำบัด

คำแนะนำสำหรับผู้เขียน

วารสารเทคนิคการแพทย์และกายภาพบำบัดเป็นวารสารที่จัดทำขึ้นเพื่อเผยแพร่ผลงานวิจัย ความรู้และความก้าวหน้าทางวิชาการทางด้านเทคนิคการแพทย์และกายภาพบำบัด และสาขาวิชาอื่นที่เกี่ยวข้องโดยกองบรรณาธิการ สวสนสิทธิในการตรวจทาน แก้ไขต้นฉบับ และพิจารณาตีพิมพ์ตามความเหมาะสม บทความทุกประเภทจะได้รับการพิจารณาถึงความถูกต้อง ความน่าเชื่อถือ ความน่าสนใจ ตลอดจนความเหมาะสมของเนื้อหาจากผู้ทรงคุณวุฒิจากในหรือนอกกองบรรณาธิการ วารสารมีหลักเกณฑ์และคำแนะนำทั่วไป ดังต่อไปนี้

1. ประเภทของบทความ บทความที่จะได้รับการตีพิมพ์ในวารสาร อาจเป็นบทความประเภทใดประเภทหนึ่งดังต่อไปนี้

1.1 บทบรรณาธิการ (Editorial) เป็นบทความสั้นๆ ที่บรรณาธิการ หรือผู้ทรงคุณวุฒิที่กองบรรณาธิการเห็นสมควรเขียนแสดงความคิดเห็นในแง่มุมต่างๆ เกี่ยวกับบทความในวารสาร หรือเรื่องที่บุคคลนั้นเชี่ยวชาญ

1.2 บทความทั่วไป (General article) เป็นบทความวิชาการด้านเทคนิคการแพทย์และกายภาพบำบัด และสาขาวิชาอื่นที่เกี่ยวข้องที่ไม่เน้นวิชาการเรื่องใดเรื่องหนึ่งเป็นการเฉพาะที่คนทั่วไปสามารถอ่านเข้าใจได้

1.3 บทความปริทัศน์ (Review article) เป็นบทความที่เขียนจากการรวบรวมความรู้ในเรื่องใดเรื่องหนึ่งทางเทคนิคการแพทย์และกายภาพบำบัด และ สาขาวิชาอื่นที่เกี่ยวข้อง ที่ผู้เขียนได้จากการอ่านและวิเคราะห์จากวารสารต่างๆ ควรเป็นบทความที่รวบรวมความรู้ใหม่ๆ ที่น่าสนใจที่ผู้อ่านสามารถนำไปประยุกต์ได้ โดยอาจมีบทสรุปหรือ ข้อคิดเห็นของผู้เขียนด้วยก็ได้ บทความประเภทนี้ประกอบด้วยบทคัดย่อภาษาไทยและภาษาอังกฤษ พร้อมคำรหัส (Key word) บทนำ เนื้อเรื่อง และเอกสารอ้างอิง

1.4 นิพนธ์ต้นฉบับ (Original article) เป็นรายงานผลการศึกษาวิจัย ทางด้านเทคนิคการแพทย์และกายภาพบำบัด และสาขาวิชาอื่นที่เกี่ยวข้องของผู้เขียนเอง ประกอบด้วยบทคัดย่อ บทนำ วัสดุและวิธีการ ผลการศึกษา สรุปและวิจารณ์ ผลการศึกษาและเอกสารอ้างอิง

1.5 จดหมายถึงบรรณาธิการ (Letter to the editor) อาจเป็นข้อคิดเห็นเกี่ยวกับบทความที่ตีพิมพ์ไปแล้วในวารสารและกองบรรณาธิการได้ พิจารณาเห็นว่าจะเป็นประโยชน์ต่อผู้อ่านท่านอื่น หรืออาจเป็นผลการศึกษา การค้นพบความรู้ใหม่ๆ ที่สั้นและสมบูรณ์ในตัว

1.6 บทความอื่นๆ ที่กองบรรณาธิการเห็นสมควรเผยแพร่

2. การเตรียมต้นฉบับ

2.1 ให้พิมพ์ต้นฉบับในไฟล์ Word 2007 ขึ้นไป

2.2 หน้าแรกประกอบด้วยชื่อเรื่อง ชื่อผู้เขียนและสถานที่ทำงานทั้งภาษาไทยและภาษาอังกฤษ และระบุชื่อผู้เขียนที่รับผิดชอบในการติดต่อ (corresponding author) ไว้ให้ ชัดเจน ชื่อเรื่องควรสั้นและได้ใจความตรงตาม เนื้อเรื่อง

2.3 เนื้อเรื่องและการใช้ภาษา เนื้อเรื่องอาจเป็นภาษาไทยหรือภาษาอังกฤษ ถ้าเป็นภาษาไทยให้ยึดหลักพจนานุกรมฉบับราชบัณฑิตยสถานและ ควรใช้ภาษาไทยให้มากที่สุด ยกเว้นคำภาษาอังกฤษที่แปลแล้วได้ใจความไม่ชัดเจน

2.4 รูปภาพ ตาราง และคำอธิบายให้วางแทรกในเนื้อหาตามความเหมาะสม

2.5 นิพนธ์ต้นฉบับให้เรียงลำดับเนื้อหา ดังนี้ บทคัดย่อ ภาษาไทยและภาษาอังกฤษพร้อมคำรหัส (Key word) ไม่เกิน 5 คำ บทนำ (Introduction) วัสดุและวิธีการ (Materials and Methods) ผลการศึกษา (Results) สรุปและวิจารณ์ผลการศึกษา (Conclusion and Discussion) กิตติกรรมประกาศ (Acknowledgement) และเอกสารอ้างอิง (References)

2.6 เอกสารอ้างอิงใช้ตามระบบ Vancouver's International Committee of Medical Journal โดยใส่หมายเลขเรียงตามลำดับที่อ้างอิงในเนื้อเรื่อง (superscript) โดยบทความที่มีผู้เขียนจำนวน 6 คน หรือน้อยกว่าให้ใส่ชื่อ ผู้เขียนทุกคน ถ้ามากกว่า 6 คน ให้ใส่ชื่อเฉพาะ 6 คนแรก ตามด้วยอักษร et al. ดังตัวอย่าง

วารสารภาษาอังกฤษ

Leelayuwat C, Hollinsworth P, Pummer S, Lertmemongkolchai G, Graeme T, Mullberg J, et al. Antibody reactivity profiles following immunisation with diverse peptides of the PERB11 (MIC) family. Clin Exp Immunol 1996; 106: 568-76.

หนังสือที่มีบรรณาธิการ

Solberg HE. Establishment and use of reference values with an introduction to statistical technique. In: Tietz NW, ed. Fundamentals of Clinical Chemistry. 3rd. ed. Philadelphia: WB Saunders, 1987: 202-12.

3. โปรดส่งต้นฉบับแบบ online submission ที่ <http://www.tci.thaijo.org/index.php/ams>

4. เงื่อนไขในการพิมพ์

4.1 เรื่องที่ส่งมาลงพิมพ์ต้องไม่เคยตีพิมพ์หรือกำลังรอตีพิมพ์ในวารสารอื่น

4.2 ข้อความหรือข้อคิดเห็นต่างๆ เป็นของผู้เขียนบทความนั้นๆ ไม่ใช่ความเห็นของกองบรรณาธิการหรือของวารสาร และไม่ใช่มติเห็นของ คณะเทคนิคการแพทย์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น

4.3 วารสารจะมอบ pdf ของบทความที่ได้รับการตีพิมพ์ให้กับผู้เขียนที่รับผิดชอบบทความเป็นถาวร