



กรมสุขภาพจิต
Department of Mental Health

วารสาร

สุขภาพจิต

แห่งประเทศไทย

ปีที่ 30 ฉบับที่ 1 มกราคม - มีนาคม 2565

Volume 30 Number 1 January - March 2022

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



ผลของการให้วิตามินดีในผู้ป่วยโรคซึมเศร้าที่มีภาวะพร่องหรือขาดวิตามินดี : การศึกษาแบบเปิด
ไพฑูรย์ สมุทรสินธุ์, อรพรรณ ศิลปกิจ, รสสุคนธ์ ชมชื่น



ผลของโปรแกรมปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมต่อความสามารถด้านการกำกับอารมณ์ในวัยรุ่นที่มี
พฤติกรรมเล่นเกมผิดปกติ

วิญญู อิศรพงศ์, นิตา สุขตระกูล, ดารกา แสงสุขใส, แพทย์ชนก เทียนวิหาร



คุณสมบัติการวัดทางจิตวิทยาของมาตรวัดการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์สำหรับผู้ใหญ่วัยทำงาน
ปริยานุช วุฒิ ชูประดิษฐ์, สุภัทร ชูประดิษฐ์, ชุชัย สมितिไกร



คุณภาพของแบบประเมินภาวะซึมเศร้าในวัยรุ่น ฉบับภาษาไทย ในบริบทโรงเรียน
วิมลวรรณ ปัญญาอ่อน, โชษิตา ภาวสุทธิไพศาล, รัตนศักดิ์ สันติธาดากุล



ผลของโปรแกรมการส่งเสริมการปรับตัวในครอบครัวและชุมชนตามแนวคิดของรอย สำหรับผู้ป่วยติดสุรา
หลังจำหน่ายออกจากโรงพยาบาล

บุษกร สมบูรณ์, สุนทรี ศรีโกสโย



ปัจจัยที่สัมพันธ์กับความเมตตากรุณาต่อตนเองของนักเรียนชั้นมัธยมศึกษาปีที่ 4 - 5 ในเขตกรุงเทพมหานคร
อภิญา รักการ, สุพร อภินันทเวช, พิชัย อภิรัฐกุล, วัลลภ อัจฉริยะสิงห์



การสำรวจระดับชาติเพื่อศึกษาระดับความสุขคนไทยรายจังหวัด ปี พ.ศ. 2561

เบญจมาศ พงษ์กานนท์, พันธันภา กิตติรัตนไพบูลย์, อธิป ต้นอารีย์, บังอร สุปรีดา

Journal of
Mental Health of Thailand

ISSN 0859-497X

E-ISSN 2697-567X



กรมสุขภาพจิต

Department of Mental Health

คณะที่ปรึกษา

อธิบดีกรมสุขภาพจิต
รองอธิบดีกรมสุขภาพจิต
นพ.ม.ล.สมชาย จักรพันธุ์
นพ.ยงยุทธ วงศ์ภิรมย์ศานติ์
นพ.เทอดศักดิ์ เดชคง

บรรณาธิการกิตติมศักดิ์

ศ.เกียรติคุณ นพ.พิเชษฐ อุดมรัตน์ กรรมการสมาคมจิตแพทย์โลกตัวแทน
ภาคพื้นเอเชียใต้
พญ.พันธุ์นา กิตติรัตนไพบูลย์ นายแพทย์ทรงคุณวุฒิ
(ข้าราชการบำนาญ กรมสุขภาพจิต)

บรรณาธิการ

ดร.นพ.อธิป ต้นอารีย์ โรงพยาบาลศรีธัญญา

รองบรรณาธิการ

ดร.นพ.นพพร ต้นตรงสี ศูนย์สุขภาพจิตที่ 12
นพ.สุทธา สุปัญญา สถาบันจิตเวชศาสตร์สมเด็จเจ้าพระยา
พญ.กุสุมาวดี คำเกลี้ยง สำนักวิชาการสุขภาพจิต
นพ.สุจิระ ปรีชาวิทย์ โรงพยาบาลจิตเวชสระแก้วราชนครินทร์
นพ.ศุภเสก วิโรจนภา สำนักวิชาการสุขภาพจิต

กองบรรณาธิการ

ศ.พญ.ดร.สวาทิรี อัมมฉัตรกรชัย มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์
ศ.พญ.สุวรรณา อรุณพงศ์ไพศาล มหาวิทยาลัยขอนแก่น
รศ.พญ.พรจิรา ปรีวีชรากุล มหาวิทยาลัยมหิดล
รศ.พญ.ศิริจิต สุทธิจิตต์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
รศ.นพ.ดร.ตะวันชัย จิระประมุขพิทักษ์ มหาวิทยาลัยมหิดล
ผศ.ดร.ดรณี ภูขาว มหาวิทยาลัยมหิดล
ดร.हरखा เศรษฐบุปผา มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
ดร.นพ.พิทักษ์พล บุญยมาลิก กองตรวจราชการ
สำนักงานปลัดกระทรวงสาธารณสุข
พญ.ดุชนันท์ จิรังกุลวิทย์ สถาบันสุขภาพจิตเด็กและวัยรุ่น
ราชนครินทร์
พญ.เบญจพร ปัญญาียง ข้าราชการบำนาญ กรมสุขภาพจิต
ดร.สุดา วงศ์สวัสดิ์ ข้าราชการบำนาญ กรมสุขภาพจิต

บรรณาธิการต่างประเทศ

Dr.Alan Frederick Geater Faculty of Medicine, Prince of
Songkla University

บรรณาธิการบริหาร

ดร.โสพรรณ อินทสิทธิ์ นายภพธร วุฒินาร

กองบรรณาธิการฝ่ายจัดการ (สำนักวิชาการสุขภาพจิต)

นางสาวสิริกุล จุลศิริ นางฐิติญา จันทพรม
นายจากุพจน์ พรมสิดา นายธัญพิสิฐ บุญพัฒนาภรณ์

ISSN 0859-497X

E-ISSN 2697-567X

วารสารสุขภาพจิตแห่งประเทศไทย

วารสารสุขภาพจิตแห่งประเทศไทยจัดทำขึ้นโดยกรมสุขภาพจิต
เพื่อเป็นช่องทางสำหรับเผยแพร่ผลงานวิจัยและผลงานวิชาการของบุคลากร
ทางการแพทย์และสาธารณสุขในด้านสุขภาพจิตและจิตเวชศาสตร์ และ
เป็นสื่อกลางเชื่อมโยงแลกเปลี่ยนความรู้ด้านสุขภาพจิต

กำหนดออก:

ปีละ 4 ฉบับ (ราย 3 เดือน)
เดือนมกราคม เมษายน กรกฎาคม และตุลาคม

ดาวน์โหลดและส่งบทความ:

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

การติดต่อ:

กองบรรณาธิการวารสารสุขภาพจิตแห่งประเทศไทย
สำนักวิชาการสุขภาพจิต ชั้น 3 อาคาร 2 กรมสุขภาพจิต
88/20 ถนนติวานนท์ ต.ตลาดขวัญ อ.เมืองนนทบุรี
จ.นนทบุรี 11000
โทร. 0-2590-8254, 8561 โทรสาร 0-2149-5539
e-mail: jmht.dmh@gmail.com

บทความที่จะตีพิมพ์ให้ปฏิบัติตาม “คำแนะนำผู้พิมพ์” ของ
วารสารสุขภาพจิตแห่งประเทศไทย

หมายเหตุ:

ผู้อ่านสามารถนำข้อความ ข้อมูลจากวารสารไปใช้ไปใช้ประโยชน์
ทางวิชาการได้ เช่น เพื่อการสอน เพื่อการอ้างอิง แต่การนำไปใช้เพื่อ
วัตถุประสงค์อื่น เช่น เพื่อการค้า จะต้องได้รับอนุญาตเป็นลายลักษณ์
อักษรจากกรมสุขภาพจิตก่อน

ความคิดเห็น ข้อมูล และบทสรุปต่างๆ ที่ลงตีพิมพ์ในวารสาร
สุขภาพจิตแห่งประเทศไทย เป็นของผู้เขียนบทความ และไม่ได้
แสดงว่ากองบรรณาธิการหรือกรมสุขภาพจิตเห็นพ้องด้วย



กรมสุขภาพจิต

Department of Mental Health

ISSN 0859-497X

E-ISSN 2697-567X

Journal of Mental Health of Thailand

The Journal of Mental Health of Thailand is the official journal of the Department of Mental Health, Ministry of Public Health, Thailand. Its objective is to disseminate mental health and psychiatric research in order to distribute and share experience amongst health and mental health personnel.

Free subscription:

Free access online: Every 3 months or 4 volumes/year

Download and Submission:

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

Contact:

Journal of Mental Health of Thailand
Bureau of Mental Health Academic Affairs,
Department of Mental Health,
Ministry of Public Health
88/20 Tiwanon Road, Nonthaburi, 11000 Thailand.
Tel. +66-2590-8254, 8561 Fax. +66-2149-5539
e-mail: jmht.dmh@gmail.com

Remark:

Authorization to photocopy items for internal or personal use of specific clients, is granted. The consent does not extend to other kinds of copying, such as for general distribution, for advertising, or for resale.

Advisory board

Director General of Department of Mental Health (DMH)

Deputy Directors of Department of Mental Health (DMH)

M.L.Somchai Chakraband, M.D.

Yongyud Wongpiromsarn, M.D.

Tedsak Dejkong, M.D.

Honorary Editor

Emeritus Prof.Pichet Udomratn, M.D. WPA Board for Zonal Representative 16
(Southern Asia)

Phunnapa Kittirattanapaiboon, M.D. Medical Doctor, Advisory Level
(Retired government official)

Editor-in-Chief

Athip Tanaree, M.D., Ph.D. Srithanya Hospital

Associate Editors

Nopporn Tantirangsee, M.D., Ph.D. Mental Health Center 12
Suttha Supanya, M.D. Somdet Chaopraya Institute of Psychiatry
Kusumavadee Kamkliang, M.D. Bureau of Mental Health Academic Affairs
Sujira Prechawit, M.D. Sakaeo Rachanakarindra
Psychiatric Hospital
Supasaek Virojanapa, M.D. Bureau of Mental Health Academic Affairs

Editorial Board

Prof.Sawitri Assanangkornchai, M.D., Ph.D. Prince of Songkla University
Prof.Suwanna Arunpongpaissal, M.D. Khon Kaen University
Assoc.Prof.Pornjira Pariwatcharakul, M.D. Mahidol University
Assoc.Prof.Sirijit Suttajit Chiang Mai University
Assoc.Prof.Tawanchai Jirapramukpitak, M.D., Ph.D. Mahidol University
Asst.Prof.Darunee Phukao, Ph.D. Mahidol University
Hunsa Sethabouppha, Ph.D. Chiang Mai University
Pitakpol Boonyamalik, M.D.,Ph.D. Government Inspectorat Office of the
Permanent Secretary for Public Health
Dutsadee Juengsiragulwit, M.D. Child and Adolescent Mental Health
Rajanakarindra Institute
Benjaporn Panyayong, M.D. Retired government official
Suda Wongsawat, Ph.D. Retired government official

International Editors

Dr.Alan Frederick Geater Faculty of Medicine, Prince of
Songkla University

Managing Editors

Ms.Sorawan Intasitti, Ph.D. Mr.Phopthorn Wuttiham

Managing Staffs (Bureau of Mental Health Academic Affairs)

Ms.Sirikul Chulkeeree Mrs.Thitiya Jantaprom

Mr.Chatuphot Phromsida Mr.Tanpisith Boonpattapanorn

Unless otherwise states, the views and opinion expressed in Journal of Mental Health of Thailand are those of authors of the papers, and do not represent those of the editorial board or the Department of Mental Health.

วารสารสุขภาพจิตแห่งประเทศไทย

ปีที่ 30 ฉบับที่ 1 มกราคม - มีนาคม 2565

สารบัญ	หน้า
บรรณาธิการแถลง	A
นิพนธ์ต้นฉบับ	
ผลของการให้วิตามินดีในผู้ป่วยโรคซึมเศร้าที่มีภาวะพร่องหรือขาดวิตามินดี : การศึกษาแบบเปิด ไพฑูรย์ สมุทรสินธุ์, อรรวรรณ ศิลปกิจ, รสสุคนธ์ ชมชื่น	1
ผลของโปรแกรมปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมต่อความสามารถด้าน การกำกับอารมณ์ในวัยรุ่นที่มีพฤติกรรมเล่นเกมติดปกติ ภิญโญ อิศรพงศ์, นิสสา สุขตระกูล, ดารกา แสงสุขใส, พกัตร์ชนก เทียนนิหาร	13
คุณสมบัติการวัดทางจิตวิทยาของมาตรวัดการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์สำหรับ ผู้ใหญ่วัยทำงาน ปริยานุช วุฒิ ชูประดิษฐ์, สุภัทร ชูประดิษฐ์, ชูชัย สมितिไกร	24
คุณภาพของแบบประเมินภาวะซึมเศร้าในวัยรุ่น ฉบับภาษาไทย ในบริบทโรงเรียน วิมลวรรณ ปัญญาอ่อน, โชษิตา ภาวสุทธิไพศาล, รัตนศักดิ์ สันติธาดากุล	38
ผลของโปรแกรมการส่งเสริมการปรับตัวในครอบครัวและชุมชนตามแนวคิด ของรอย สำหรับผู้ป่วยติดสุราหลังจำหน่ายออกจากโรงพยาบาล บุษกร สมบูรณ์, สุนทรี ศรีโกสย	49
ปัจจัยที่สัมพันธ์กับความเมตตากรุณาต่อตนเองของนักเรียนชั้นมัธยมศึกษาปีที่ 4 - 5 ในเขตกรุงเทพมหานคร อภิษฎา รักการ, สุพร อภินันทเวช, พิชัย อัญญสกุล, วัลลภ อัจสิริยะสิงห์	64
การสำรวจระดับชาติเพื่อศึกษาระดับความสุขคนไทยรายจังหวัด ปี พ.ศ. 2561 เบญจมาศ พงษ์กานนท์, พันธุ์ภา กิตติรัตนไพบูลย์, อธิบ ต้นอารีย์, บังอร สุปรีดา	75
คำแนะนำสำหรับผู้นิพนธ์	I
สารบัญวารสารสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย	

CONTENTS PREFACE		Page
EDITORIAL ORIGINAL		A
ORIGINAL ARTICLES		
	Efficacy of vitamin D supplementation in patients diagnosed with major depressive disorder and vitamin D insufficiency or deficiency: an open-label study	1
	Paitoon Samuthrsindh, Orawan Silpakit, Rossukon Chomchuen	
	Effect of cognitive behavioral therapy program on emotional regulation in adolescent with gaming disorder	13
	Pinyo Itsarapong, Sunisa Suktrakul, Daraka Sangsuksai, Pakchanok Theinviharn	
	Psychometric Properties of the Online Shopping Addiction Scale for Working Age Adult (OSAS-A)	24
	Priyanut Wutti Chupradit, Supat Chupradit, Chuchai Smithikrai	
	Validation of the Thai version of the Patient Health Questionnaire for Adolescents (PHQ-A) in school setting	38
	Wimonwan Panyawong, Chosita Pavasuthipaisit, Rattanasak Santitadukul	
	Effect of adaptation to family and community promotion program based on Roy's adaptation model for alcoholic patients after discharge from the hospital	49
	Bussakorn Somboon, Soontaree Srikosai	
	Factors related to self-compassion among 10 th - 11 th grade students in Bangkok	64
	Apichaya Rakkarn, Suporn Apinantavech, Pichai Ittasakul, Wanlop Atsariyasing	
	Happiness in Thai Population: A 2018 National Survey Analysis at Provincial Level	75
	Benjamas Prukkanone, Phunnapa Kittirattanapaiboon, Athip Tanaree, Bungorn Supreda	
INSTRUCTION TO AUTHORS		I
CONTENTS PREFACE IN JOURNAL OF THE PSYCHIATRIC ASSOCIATION OF THAILAND		



บรรณาธิการแถลง

การประชุมวิชาการนานาชาติ ครั้งที่ 22 (WPA World Congress of Psychiatry) โดยสมาคมจิตแพทย์โลก (World Psychiatric Association) ร่วมกับกรมสุขภาพจิต สมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย และราชวิทยาลัยจิตแพทย์แห่งประเทศไทย ภายใต้หัวข้อ Psychiatry 2022: The need for empathy and action มีกำหนดระหว่างวันที่ 3 - 6 สิงหาคม 2565 ณ กรุงเทพมหานคร และในรูปแบบการประชุมทางไกล นักวิชาการและผู้สนใจสามารถดูรายละเอียดได้ที่ <https://wcp-congress.com/>

วารสารสุขภาพจิตแห่งประเทศไทยฉบับนี้เป็นฉบับที่ 1 ของปี พ.ศ. 2565 โดยยังคงเนื้อหาสาระทางวิชาการ ด้านสุขภาพจิตและจิตเวชศาสตร์ที่หลากหลายและครอบคลุมทุกกลุ่มวัย ประเด็นสุขภาพจิตในเด็กและวัยรุ่น เรื่อง **ปัจจัยที่สัมพันธ์กับความเมตตาการุณาต่อตนเองของนักเรียนชั้นมัธยมศึกษาปีที่ 4 - 5 ในเขตกรุงเทพมหานคร** โดย อภิษฎา รักการ และคณะ; และเรื่อง **คุณภาพของแบบประเมินภาวะซึมเศร้าในวัยรุ่น ฉบับภาษาไทย ในบริบทโรงเรียน** โดย วิมลวรรณ ปัญญาอ่อน และคณะ ประเด็นความผิดปกติเกี่ยวกับการใช้สารเสพติดและพฤติกรรมเสพติด ประกอบด้วยเรื่อง **ผลของโปรแกรมการส่งเสริมการปรับตัวในครอบครัวและชุมชนตามแนวคิดของรอย สำหรับผู้ป่วยติดสุราหลังจำหน่ายออกจากโรงพยาบาล** โดย บุษกร สมบูรณ์ และ สุนทรี ศรีโกสย เรื่อง **ผลของโปรแกรมปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมต่อความสามารถด้านการกำกับอารมณ์ในวัยรุ่นที่มีพฤติกรรมเล่นเกมผิดปกติ** โดย ภิญโญ อิศรพงศ์ และคณะ และเรื่อง **คุณสมบัติการวัดทางจิตวิทยาของมาตรวัดการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์สำหรับผู้ใหญ่วัยทำงาน** โดย ปริยานุช วุฒิ ชูประดิษฐ์ และคณะ และประเด็นโรคซึมเศร้าในกลุ่มวัยผู้ใหญ่ มีเรื่อง **ผลของการให้วิตามินดีในผู้ป่วยโรคซึมเศร้าที่มีภาวะพร่องหรือขาดวิตามินดี : การศึกษาแบบเปิด** โดย ไพฑูรย์ สมุทรสินธุ์ และคณะ

นอกจากนี้ยังมีนิพนธ์ต้นฉบับที่น่าสนใจเรื่อง **การสำรวจระดับชาติเพื่อศึกษาระดับความสุขคนไทยรายจังหวัด ปี พ.ศ. 2561** โดย เบญจมาศ พงษ์กานนท์ และคณะ โดยการสำรวจ ครั้งนี้มีความพิเศษที่สามารถวิเคราะห์ข้อมูลและรายงานผลได้ในระดับจังหวัด เปรียบเทียบกับการสำรวจเช่นนี้ในปี พ.ศ. 2553 รายงานนี้จึงมีประโยชน์อย่างยิ่งในการเป็นข้อมูลประกอบการวางแผนเชิงนโยบายและสะท้อนผลการดำเนินงานด้านสุขภาพจิตที่ผ่านมา ทั้งในระดับประเทศและระดับพื้นที่

ผมและกองบรรณาธิการขอขอบคุณผู้สนับสนุนทุกท่านที่เชื่อมั่นและไว้วางใจส่งบทความเข้ามายังวารสาร ทั้งนี้ ขอเชิญชวนทุกท่านอ่านบทความทางวารสารออนไลน์ www.tci-thaijo.org/index.php/jmht และยังสามารถส่งบทความเพื่อเข้ารับการพิจารณาเผยแพร่ทางเว็บไซต์ดังกล่าวด้วย

อธิป ตันอารีย์

บรรณาธิการ

นิพนธ์ต้นฉบับ

ผลของการให้วิตามินดีในผู้ป่วยโรคซึมเศร้าที่มีภาวะพร่องหรือขาดวิตามินดี : การศึกษาแบบเปิด

วันรับ : 26 ตุลาคม 2564

วันแก้ไข : 10 ธันวาคม 2564

วันตอบรับ : 13 ธันวาคม 2564

ไพฑูรย์ สมุทรสินธุ์, พ.บ., อรรพรรณ ศิลปกิจ, พร.ด.,

รสสุคนธ์ ชมชื่น, ศศ.ม.

โรงพยาบาลศรีธัญญา กรมสุขภาพจิต

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ : เพื่อศึกษาผลการให้วิตามินดีในผู้ป่วยโรคซึมเศร้าที่อาการหลงเหลืออยู่ ที่มีภาวะพร่องหรือขาดวิตามินดีร่วมด้วย

วิธีการ : ศึกษาในผู้ป่วยโรคซึมเศร้า อายุ 18 - 60 ปี ระหว่างเดือน มิถุนายน - กันยายน 2564 ตรวจ 25-hydroxyvitamin D (total D) ก่อนและหลังรักษาด้วยวิตามินดี 2 ขนาด 20,000 ถึง 60,000 IU ต่อสัปดาห์ โดยไม่ปรับการรักษาด้วยยาอื่น ประเมินอาการซึมเศร้าก่อนและหลังการรักษา 8 สัปดาห์ด้วยแบบประเมิน Hamilton rating scale for depression (HAM-D17) และ patient health questionnaire (PHQ-9) ติดตามอาการไม่พึงประสงค์และระดับแคลเซียมหลังการรักษา วิเคราะห์ข้อมูลด้วยสถิติเชิงพรรณนาและวิเคราะห์ปัจจัยที่สัมพันธ์กับระดับวิตามินดีหลังการรักษาด้วยสมการถดถอยเชิงเส้นพหุคูณ

ผล : ผู้ร่วมการวิจัย 49 คน เป็นหญิง 34 คน ป่วยครั้งแรกและป่วยซ้ำร้อยละ 65.3 และ 34.7 ตามลำดับ ระยะเวลาป่วยเฉลี่ย 2.94 ปี มีภาวะขาด พร่อง และวิตามินดีปกติ ร้อยละ 67.3, 24.5 และ 8.2 ตามลำดับ คะแนน PHQ-9 เฉลี่ย 7.29 HAM-D17 เฉลี่ย 10.41 หลังการรักษา 8 สัปดาห์ ผู้ป่วยคงอยู่ในการศึกษา 40 คน (ร้อยละ 81.6) มี 21 คน (ร้อยละ 52.5) อาการสงบ (HAM-D17 <7) พบคะแนนซึมเศร้ามลดลงอย่างมีนัยสำคัญ (PHQ-9 เฉลี่ย 1.88 และ HAM-D17 เฉลี่ย 7.85) พบภาวะขาด พร่อง และวิตามินดีปกติ ร้อยละ 32.5, 30.0 และ 37.5 ตามลำดับ ไม่พบอาการไม่พึงประสงค์ ระดับแคลเซียมปกติ และการวิเคราะห์ถดถอยเชิงเส้นพหุคูณไม่พบความสัมพันธ์ที่มีนัยสำคัญ

สรุป : ร้อยละ 91.8 ของผู้ป่วยโรคซึมเศร้าที่อาการหลงเหลือมีภาวะวิตามินดีต่ำกว่าปกติ หลังการรักษา 8 สัปดาห์พบว่า ร้อยละ 52.5 มีอาการซึมเศร้าสงบ ร้อยละ 37.5 มีภาวะวิตามินดีเป็นปกติ

คำสำคัญ : โรคซึมเศร้า วิตามินดี อาการหลงเหลือ

ติดต่อผู้พิมพ์ : อรรพรรณ ศิลปกิจ; e-mail: osilpakit@hotmail.com

Original article

Efficacy of vitamin D supplementation in patients diagnosed with major depressive disorder and vitamin D insufficiency or deficiency: an open-label study

Received : 26 October 2021

Revised : 10 December 2021

Accepted : 13 December 2021

Paitoon Samuthrsindh, M.D., Orawan Silpakit, Ph.D.,

Rossukon Chomchuen, M.A.

Srithanya Hospital, Department of Mental Health

Abstract

Objective: To study the efficacy of vitamin D supplementation in patients with major depressive disorder (MDD) who had residual symptoms and vitamin D insufficiency or deficiency.

Methods: Patients with MDD aged 18 - 60 years were recruited from June to September 2021. Serum total 25-hydroxyvitamin D (total vitamin D) was assessed before and after 8 weeks of vitamin D2 supplementation without other medication adjustment. The dose of vitamin D2 ranged from 20,000 to 60,000 IU per week. The Hamilton rating scale for depression (HAM-D17) and the patient health questionnaire (PHQ-9) were assessed at baseline and 8 weeks after treatment. The adverse effects of vitamin D and calcium level were recorded. Data were analyzed by using descriptive statistics. The multiple linear regression was used to investigate factors associated with post-treatment total vitamin D.

Results: Of 49 participants, 34 were female, 32 (65.3%) had single episode and 17 (34.7%) had recurrent episode. The average mean duration of illness was 2.94 years. At baseline, Vitamin D deficiency, insufficiency and sufficiency were found among 67.3%, 24.5% and 8.2% of participants, respectively. The mean scores of PHQ-9 and HAM-D17 were 7.29 and 10.41, respectively. Of 40 participants (81.6%) who completed the study, 21 (52.5%) achieved remission (HAM-D17 < 7). The mean depression severity scores decreased significantly, with post-treatment PHQ-9 and HAM-D17 scores of 1.88 and 7.85, respectively. Post-treatment vitamin D deficiency, insufficiency and sufficiency were found in 32.5%, 30.0% and 37.5% of participants, respectively. There was no adverse effect of vitamin D2 treatment and average calcium level was in normal range. The MLR model did not reveal significant relationship.

Conclusion: Nearly all (91.8%) patients with residual depressive symptoms had lower vitamin D level. After 8 weeks of vitamin D2 supplementation, 52.5% of participants achieved remission and 37.5% had normal vitamin D level.

Keywords: major depressive disorder, residual symptoms, vitamin D

Corresponding author: Orawan Silpakit; e-mail: osilpakit@hotmail.com

ความรู้เดิม : อาการซึมเศร้าที่หลงเหลือมีผลต่อการกำเริบซ้ำและคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยโรคซึมเศร้า และภาวะซึมเศร้าหรืออารมณ์เศร้าเกี่ยวข้องกับภาวะขาดหรือพร่องวิตามินดี

ความรู้ใหม่ : วิตามินดีมีประสิทธิผลในการลดอาการที่หลงเหลืออยู่ของผู้ป่วยโรคซึมเศร้าที่มีภาวะวิตามินดีต่ำกว่าปกติร่วมด้วย

ประโยชน์ที่จะนำไปใช้ : ควรค้นหาภาวะวิตามินดีต่ำกว่าปกติในผู้ป่วยโรคซึมเศร้าที่มีอาการหลงเหลืออยู่ และให้วิตามินดีทดแทนเพื่อให้โรคเข้าสู่ระยะสงบ ลดการกำเริบซ้ำ และเพิ่มคุณภาพชีวิตของผู้ป่วย

บทนำ

โรคซึมเศร้าเป็นโรคที่เกิดจากหลายสาเหตุร่วมกัน ตั้งแต่พันธุกรรม ปัจจัยด้านชีวภาพ และปัจจัยด้านจิตสังคม โรคกลุ่มนี้จึงมีวิธีการรักษาที่หลากหลาย ได้แก่ การรักษาด้วยยารักษาโรคซึมเศร้า การทำจิตบำบัดด้านจิตใจและสังคม และผู้ป่วยบางรายอาจจำเป็นต้องได้รับการรักษาด้วยไฟฟ้า¹ โรคซึมเศร้าจัดเป็นโรคที่เรื้อรัง ข้อมูลกรมสุขภาพจิตพบว่า พ.ศ. 2560 - 2562 มีผู้ป่วยโรคซึมเศร้าสะสม คิดเป็น 1,495.3, 1,686.8 และ 1,768.2 ต่อประชากรแสนคน² โดยที่อาจมีอาการกำเริบเป็นช่วง ๆ และอาการทุเลาหรือสงบเมื่อได้รับการรักษาที่เหมาะสม อย่างไรก็ตามพบว่าประมาณร้อยละ 20 ของผู้ป่วยยังคงมีอาการหลงเหลืออยู่แม้มีการปรับเปลี่ยนยาหรือวิธีการรักษาแล้ว อาการดังกล่าวส่งผลต่อคุณภาพชีวิตและการใช้ชีวิตของผู้ป่วยอย่างต่อเนื่อง และพบว่าอัตราการกำเริบซ้ำเพิ่มมากขึ้นในผู้ป่วยกลุ่มนี้^{3,4} แนวทางการลดอาการที่หลงเหลือ ได้แก่ การเพิ่มยารักษาโรคซึมเศร้ากลุ่มใหม่ การรักษาด้วยจิตบำบัด หรือรักษารูปแบบอื่น เช่น การรักษาด้วยไฟฟ้า⁵ นอกเหนือไปจากการค้นหาโรคร่วมทางกายที่อาจเป็นสาเหตุทำให้มีอาการทางกายหรือความผิดปกติทางอารมณ์คงอยู่

ปัจจุบันมีการศึกษาเกี่ยวกับบทบาทของการขาดวิตามินดีกับการเกิดภาวะซึมเศร้า พบว่าระดับของวิตามินดีสัมพันธ์แบบผกผันกับอาการซึมเศร้า ซึ่งอาจเป็นผลของวิตามินดีต่อสมดุลของร่างกาย หรือการปรับภูมิคุ้มกัน และมีหลักฐานจากการให้วิตามินดีเพื่อเสริมฤทธิ์การรักษาผู้ป่วยซึมเศร้าที่ขาดวิตามินดี⁶⁻⁹ ความชุกของภาวะขาดหรือพร่องวิตามินดีในผู้ป่วยโรคซึมเศร้ามีรายงานร้อยละ 63 ถึง 85^{6,10} การสำรวจสุขภาพประชากรไทย พ.ศ. 2551 พบคนไทยมีระดับวิตามินดีเฉลี่ย 31.8 ± 8.5 ng/mL โดยคนกรุงเทพฯ มีระดับวิตามินดีต่ำที่สุด (26.0 ± 8.1 ng/mL)¹¹ อย่างไรก็ตาม สำหรับผู้ป่วยโรคซึมเศร้าที่มีอาการหลงเหลือ ยังไม่มีข้อมูลความชุกของภาวะขาดหรือพร่องวิตามินดี รวมทั้งการศึกษาถึงประสิทธิผลของการให้วิตามินดีทดแทนในผู้ป่วยกลุ่มนี้ การวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาประสิทธิผลของการให้วิตามินดีในผู้ป่วยโรคซึมเศร้าที่มีอาการหลงเหลือและมีภาวะพร่องหรือขาดวิตามินดีร่วมด้วย เพื่อเป็นแนวทางในการรักษาให้ผู้ป่วยกลุ่มนี้มีอาการดีขึ้นจนอาการของโรคสงบได้ ทำให้ลดการกำเริบซ้ำ ลดภาระโรค และคุณภาพชีวิตเพิ่มขึ้น^{12,13}

วิธีการ

เป็นการทดลองแบบเปิดกลุ่มเดียวในผู้ป่วยโรคซึมเศร้าที่มีอาการหลงเหลือและมีภาวะพร่องหรือขาดวิตามินดีร่วมด้วย ที่แผนกผู้ป่วยนอก โรงพยาบาลศรีธัญญา ระหว่างเดือนมิถุนายน - กันยายน พ.ศ. 2564 การศึกษานี้ได้รับการรับรองจากคณะกรรมการพิจารณาจริยธรรมการวิจัยในคนโรงพยาบาลศรีธัญญา เลขที่ STY.CO.A017/2564

ขนาดตัวอย่างคำนวณด้วย sample size calculator for comparing paired differences¹⁴ จากการศึกษาของ Vellekkatt และคณะ¹⁵ กำหนด effect size เท่ากับ 0.58 ค่าความคลาดเคลื่อนร้อยละ 15 ได้ขนาดกลุ่มตัวอย่างอย่างน้อย 30 คน โดยกำหนดกลุ่มขาดวิตามินดีไม่น้อยกว่า 12 คน คณะผู้วิจัยคาดว่าจะพบผู้ป่วยมีภาวะพร่องวิตามินดีมากกว่าภาวะขาด

กลุ่มตัวอย่าง คือ ผู้ป่วยโรคซึมเศร้าที่ได้รับการวินิจฉัยโดยจิตแพทย์ โดยมีรหัสการวินิจฉัยตาม international

classification of diseases and related health problem 10th revision (ICD-10) กลุ่ม F32 - F33 และมีนิตติตามการรักษาแบบผู้ป่วยนอก ช่วงเดือนมิถุนายน - กรกฎาคม 2564 เกณฑ์คัดเข้า ได้แก่ 1) ได้รับการรักษาด้วยยารักษาโรคซึมเศร้า และไม่มีการปรับหรือเปลี่ยนยาอย่างน้อย 3 เดือน 2) ประเมินด้วย PHQ-9 โดยพยาบาลได้ 5 - 9 คะแนน 3) ประเมินด้วย HAM-D17 โดยจิตแพทย์ได้ค่าคะแนนรวม 8 - 13 คะแนน โดยการวิจัยนี้อ้างอิงเกณฑ์ตาม Paykel¹⁶ ค่าคะแนน HAM-D17 ตั้งแต่ 8 คะแนนขึ้นไป หมายถึง มีอาการหลงเหลืออยู่ 4) อายุ 18 - 60 ปี 5) สื่อสารด้วยภาษาไทยรู้เรื่อง 6) ไม่อยู่ระหว่างตั้งครรภ์หรือให้นมบุตร 7) พักอาศัยในจังหวัดนนทบุรี กรุงเทพฯ ปทุมธานี เพื่อสะดวกในการติดตาม และ 8) มีญาติหรือผู้ดูแลเพื่อตรวจสอบข้อมูลได้ และเกณฑ์คัดออก ได้แก่ 1) มีประวัติโรคไต โรคตับอักเสบ หรือโรคต่อมไร้ท่ออื่น ๆ เช่น ไทรอยด์ พาราไทรอยด์ 2) มีประวัติแพ้วิตามินดี หรือมีประวัติแพ้ยีสต์ 3) รับประทานด่างต่อไปนี้ ลิเทียม วิตามินดี วิตามินรวมที่มีวิตามินดี ยาแก้ชัก หรือยาลดไขมัน กลุ่ม statin 4) อาการของโรคซึมเศร้ายังไม่คงที่ 5) มีความเสี่ยงต่อการฆ่าตัวตายในระดับปานกลางจากความเห็นของแพทย์หรือจากการประเมินด้วย PHQ-9 6) มีโรคแทรกซ้อนทางกายที่อยู่ในระยะไม่คงที่ และ 7) ติดสารเสพติดหรือมีปัญหาจากการดื่มแอลกอฮอล์

เครื่องมือการวิจัย

1. แบบประเมินอาการซึมเศร้า *patient health questionnaire (PHQ-9)* ฉบับภาษาไทย¹⁷ พัฒนาโดย Spitzer และคณะ¹⁸ และแปลโดย มาโนช หล่อตระกูล และคณะ¹⁷ มีจำนวน 9 ข้อ เป็นแบบประเมินค่าระหว่าง 0 - 3 คะแนน รวมระหว่าง 0 - 27 คะแนน ที่จุดตัดคะแนนที่ ≥ 9 มีความไวและความจำเพาะร้อยละ 84 และ 77 ตามลำดับ¹⁷ เป็นแบบประเมินด้วยตนเอง ในการศึกษาครั้งนี้ประเมินด้วยพยาบาล (ผู้วิจัย 3) กำหนดคะแนนรวมในการคัดเข้าคือ 5 - 9 คะแนน

2. แบบประเมินอาการซึมเศร้า *Hamilton rating scale for depression (HAM-D17)* ฉบับภาษาไทย¹⁹ พัฒนาโดย Hamilton²⁰ และแปลโดย มาโนช หล่อตระกูล และคณะ¹⁹

มีจำนวน 17 ข้อ เป็นแบบประเมินค่าระหว่าง 0 - 2 หรือ 0 - 4 คะแนนรวมระหว่าง 0 - 52 คะแนน มีค่าความสอดคล้องภายใน (Cronbach's alpha) เท่ากับ 0.74¹⁷ ประเมินโดยจิตแพทย์ กำหนดคะแนนในการคัดเข้าคือ 8 - 13 คะแนน

3. ตรวจระดับวิตามินดี (serum total 25-hydroxy vitamin D; total vitamin D) ด้วยวิธี chemiluminescent immunoassay โดยเครื่อง Advia Centaur rXPT ทดสอบความแม่นยำโดย Randox international quality assessment scheme (RIQAS) ค่าความคลาดเคลื่อน (coefficient of variation) เท่ากับร้อยละ 18.7 ซึ่งสามารถยอมรับได้²¹ การแปลผลระดับวิตามินดี ดังนี้ < 20 ng/mL มีภาวะขาด 20 - < 30 ng/mL มีภาวะพร่อง และ 30 - 100 ng/mL มีระดับวิตามินดีปกติ²² เมื่อเจาะเลือดแล้วบรรจุในหลอดที่มีถุงป้องกันแสงส่งตรวจทันทีที่กลุ่มงานเทคนิคบริการ โรงพยาบาลศรีธัญญา โดยตรวจระดับวิตามินดีเมื่อครบ 8 สัปดาห์ หลังจากผู้ป่วยรับประทานมื่อสุดท้ายไม่เกิน 7 วัน

กลุ่มตัวอย่างรับประทานวิตามินดีสัปดาห์ละครั้ง รวม 8 สัปดาห์ โดยเริ่มต้นให้ปริมาณ 40,000 - 60,000 IU ในสัปดาห์แรก สัปดาห์ถัดไปให้ปริมาณ 20,000 - 60,000 IU โดยปรับปริมาณวิตามินดีตามดัชนีมวลกาย ดังนี้ ดัชนีมวลกาย < 23 kg/m² สัปดาห์แรกให้ 40,000 IU และสัปดาห์ถัดไป 20,000 IU ดัชนีมวลกาย 23 - 30 kg/m² สัปดาห์แรกและสัปดาห์ถัดไปให้ 40,000 IU และดัชนีมวลกาย > 30 kg/m² ทั้งสัปดาห์แรกและสัปดาห์ถัดไปให้ 60,000 IU อ้างอิงปริมาณวิตามินดีที่ให้จากการศึกษาของ Unnanutan และคณะ²³ ร่วมกับความเห็นของผู้เชี่ยวชาญ วิตามินดีที่ให้เป็นวิตามินดี 2 ที่ขึ้นทะเบียนเป็นยาชื่อ Calciferol® (Ergocalciferol 20,000 IU ต่อแคปซูล) เลขทะเบียนยา 1A750/28

บันทึกข้อมูลทั่วไปของกลุ่มตัวอย่าง ได้แก่ เพศ อายุ สถานภาพสมรส ระดับการศึกษา อาชีพ ที่อยู่ การวินิจฉัยระยะเวลาการป่วย และยาที่รับประทานจากแพทย์เวชระเบียน ติดตามภาวะไม่พึงประสงค์เนื่องจากภาวะแคลเซียมสูงจากการได้รับวิตามินดีด้วยการสอบถามอาการ เช่น คลื่นไส้ อาเจียน ปัสสาวะบ่อย ร่วมกับตรวจระดับแคลเซียมและอัลบูมินในเลือด

การประเมินประสิทธิภาพการรักษาของวิตามินดีต่ออาการซึมเศร้าครั้งนี้ *อาการสงบ* หมายถึง มีค่าคะแนน PHQ-9 ≤ 4 คะแนน¹⁸ และ HAM-D17 ≤ 7 คะแนน²⁰ มีการตอบสนอง หมายถึง มีค่าคะแนน HAM-D17 ลดลงร้อยละ 10 ขึ้นไป โดยอ้างอิงเกณฑ์จากการศึกษาของ Lin และคณะ²⁴ ที่ศึกษา ร้อยละของอาการซึมเศร้าที่ลดลงในช่วงแรกของการรักษา โรคซึมเศร้า พบว่าสัปดาห์ที่ 4 ไปแล้วอาการซึมเศร้าที่ลดลง จะต่ำกว่าร้อยละ 10 ทั้งนี้ก่อนประเมิน HAM-D17 ครั้งที่ 1 จิตแพทย์ไม่ทราบผลคะแนน PHQ-9 และระดับวิตามินดี และก่อนประเมิน HAM-D17 ครั้งที่ 2 จิตแพทย์ไม่ทราบผลคะแนน HAM-D17 ครั้งที่ 1 คะแนน PHQ-9 และระดับวิตามินดี

วิเคราะห์ข้อมูลทั่วไปด้วยค่าร้อยละ วิเคราะห์ข้อมูล ระดับวิตามินดี ดัชนีมวลกาย ปริมาณวิตามินดีที่ให้ คะแนน PHQ-9 และคะแนน HAM-D17 ด้วยค่าเฉลี่ยและส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน วิเคราะห์ปัจจัยที่มีผลต่อระดับวิตามินดีหลังการรักษา ได้แก่ ระดับวิตามินดีก่อนการรักษา ดัชนีมวลกาย อายุ ยา sertraline, fluoxetine และ nortriptyline ปริมาณวิตามินดีที่เริ่มต้น และปริมาณที่คงขนาดวิตามินดีด้วยการ ถดถอยพหุคูณเส้นตรง วิเคราะห์ความสอดคล้องและสหสัมพันธ์ระหว่างการประเมินอาการซึมเศร้าด้วยแบบประเมิน HAM-D17 โดยจิตแพทย์กับแบบประเมิน PHQ-9 โดยพยาบาลด้วย intraclass correlation (ICC) และ Pearson's correlation ตามลำดับ และวิเคราะห์ความแตกต่างของ คะแนนกลุ่มอาการย่อยของแบบประเมิน HAM-D17 ก่อนและหลังการศึกษาด้วย Wilcoxon signed-ranks test

ผล

กลุ่มตัวอย่าง 49 คนได้รับการวินิจฉัยโรคซึมเศร้า ตามรหัส ICD-10 กลุ่ม F32 (major depressive disorder, single episode) จำนวน 32 คน และกลุ่ม F33 (major depressive disorder, recurrent episode) จำนวน 17 คน เพศหญิง 34 คน (ร้อยละ 69.4) อายุเฉลี่ย 37.5 ปี (SD = 9.8) การศึกษาปริญญาตรี 27 คน (ร้อยละ 55.1) สถานภาพโสด 30 คน (ร้อยละ 61.2) ระยะเวลาเฉลี่ยที่ป่วย 2.94 ปี (SD = 1.62) ดัชนีมวลกายเฉลี่ย 24.90 kg/m² (SD = 5.30) ได้รับวารสารสุขภาพจิตแห่งประเทศไทย 2565;30(1):1-12.

ยารักษาโรคซึมเศร้ากลุ่ม selective serotonin reuptake inhibitors (SSRIs) เช่น fluoxetine, sertraline และ escitalopram จำนวน 29 คน (ร้อยละ 59.2) ได้รับยา กลุ่ม tricyclic จำนวน 5 คน (ร้อยละ 10.2) ได้รับยา กลุ่ม SSRIs ร่วมกับยา กลุ่ม tricyclic จำนวน 9 คน (ร้อยละ 18.4) และได้รับยารักษาโรคซึมเศร้ากลุ่มอื่น ๆ จำนวน 6 คน (ร้อยละ 12.2) มีภาวะขาดวิตามินดี 33 คน (ร้อยละ 67.3) ภาวะพร่องวิตามินดี 12 คน (ร้อยละ 24.5) และวิตามินดีปกติ 4 คน (ร้อยละ 8.2) มีผู้ป่วยได้รับวิตามินดีทดแทน 45 คน (ผู้ป่วยที่ระดับวิตามินดีปกติไม่ได้เข้าร่วมวิจัย เป็นชาย 2 คน หญิง 2 คน วินิจฉัย F33) หลังได้รับวิตามินดี 8 สัปดาห์ กลุ่มตัวอย่างมาตามนัด 40 คน มีระดับวิตามินดีในเลือดเพิ่มเป็นปกติ 15 คน (ร้อยละ 37.5) ภาวะพร่องวิตามินดี 12 คน (ร้อยละ 30.0) และภาวะขาดวิตามินดี 13 คน (ร้อยละ 32.5) ดังตารางที่ 1 โดยกลุ่มตัวอย่างมีระดับวิตามินดีลดลง 9 คน ไม่เปลี่ยนแปลง 1 คน

ก่อนการศึกษาผู้ป่วย 45 คน มีคะแนน PHQ-9 เฉลี่ย 7.29 (SD = 1.17) และคะแนน HAM-D17 เฉลี่ย 10.41 (SD = 1.79) ซึ่งจัดอยู่ในระดับอาการเล็กน้อย หลังการศึกษา 8 สัปดาห์ กลุ่มตัวอย่างมาตามนัด 40 คน มีคะแนน PHQ-9 เฉลี่ย 1.88 (SD = 1.42) และคะแนน HAM-D17 เฉลี่ย 7.85 (SD = 2.23) ดังตารางที่ 2

วิเคราะห์ถดถอยพหุคูณเส้นตรงระหว่างระดับวิตามินดีหลังการรักษากับระดับวิตามินดีก่อนการรักษา ดัชนีมวลกาย อายุ ชนิดยารักษาโรคซึมเศร้า (sertraline, fluoxetine และ nortriptyline) ปริมาณวิตามินดีที่ให้เริ่มต้น และปริมาณที่คงขนาดวิตามินดี ด้วยวิธี enter พบว่า ไม่มีปัจจัยใดที่มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญ ($r = .19$ $p = .52$)

เมื่อเปรียบเทียบอาการก่อนและหลังได้รับวิตามินดี 8 สัปดาห์ ของกลุ่มตัวอย่างที่มาตามนัด 40 คน ประเมินด้วย PHQ-9 และ HAM-D17 พบว่า คะแนนอาการซึมเศร้าลดลงอย่างมีนัยสำคัญ โดยที่ 8 สัปดาห์กลุ่มตัวอย่างมีคะแนน PHQ-9 เฉลี่ย 1.88 ($p < .001$) และ HAM-D17 เฉลี่ย 7.85 ($p < .001$) โดยที่คะแนน PHQ-9 ลดลงทุกคน ส่วนคะแนน HAM-D17 ลดลง 35 คน ไม่เปลี่ยนแปลง 4 คน และเพิ่มขึ้น

ตารางที่ 1 จำนวน ร้อยละข้อมูลทั่วไปของกลุ่มตัวอย่าง

ข้อมูลทั่วไป	ก่อน (n = 49)		หลัง (n = 40)	
	จำนวน	ร้อยละ	จำนวน	ร้อยละ
เพศ				
ชาย	15	30.6	13	32.5
หญิง	34	69.4	27	67.5
อายุ (mean $\pm$ SD) ปี	37.53 $\pm$ 9.76		36.88 $\pm$ 9.36	
สถานภาพสมรส				
โสด	30	61.2	25	62.5
คู่	17	34.7	13	32.5
หม้าย/หย่า/ร้าง	2	4.0	2	5.0
ระดับการศึกษา				
ไม่ได้เรียนหนังสือ	2	4.1	2	5.0
มัธยมศึกษาหรือ ปวช.	8	16.3	4	10.0
อนุปริญญา หรือ ปวส.	3	6.1	2	5.0
ปริญญาตรี	27	55.1	24	60.0
สูงกว่าปริญญาตรี	9	18.4	8	20.0
อาชีพ				
ไม่ได้ประกอบอาชีพ	1	2.0	1	2.5
ข้าราชการ, รัฐวิสาหกิจ	13	26.5	12	30.0
ธุรกิจส่วนตัว, ค้าขาย	9	18.4	8	20.0
รับจ้าง/พนักงานบริษัทเอกชน	26	53.0	19	47.5
ระยะเวลาการเจ็บป่วย				
1 - 5 ปี	46	93.9	38	95.0
6 - 10 ปี	3	6.1	2	5.0
(mean $\pm$ SD) ปี	2.94 $\pm$ 1.62		2.83 $\pm$ 1.34	
การวินิจฉัย				
F32 (single episode)	32	65.4	31	77.5
F33 (recurrent episode)	17	34.6	9	22.5
กลุ่มยารักษาโรคซึมเศร้า				
SSRIs	29	59.2	22	55.0
Tricyclic	5	10.2	5	12.5
SSRIs + Tricyclic	9	18.4	7	17.5
กลุ่มอื่น ๆ (SNRI, NDRI, NaSSA)	6	12.2	6	15.0
ภาวะวิตามินดี				
ภาวะขาดวิตามินดี	33	67.3	13	32.5
ภาวะพร่องวิตามินดี	12	24.5	12	30.0
ระดับวิตามินดีปกติ	4	8.2	15	37.5
ดัชนีมวลกาย (kg/m²)				
< 23	20	40.8	14	35.0
23 - 30	22	44.9	21	52.5
> 30	7	14.3	5	12.5

ตารางที่ 2 ค่าเฉลี่ยและส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของอายุ ระดับวิตามินดี ดัชนีมวลกาย ปริมาณวิตามินดีที่ให้ คะแนน PHQ-9 คะแนน HAM-D17 และจำนวนของกลุ่มยารักษาโรคซึมเศร้ามก่อนและหลังการให้วิตามินดี

	ก่อน (n = 45)	หลัง (n = 40)
	mean $\pm$ SD	mean $\pm$ SD
อายุเฉลี่ย (ปี)	37.29 $\pm$ 9.57	36.87 $\pm$ 9.99
ระดับวิตามินดี (ng/mL)	16.58 $\pm$ 5.97	30.72 $\pm$ 18.60
ดัชนีมวลกาย (kg/m ²) เฉลี่ย	24.90 $\pm$ 5.30	
< 23	23	20
23 - 30	15	15
> 30	7	5
ปริมาณวิตามินดีที่ให้ (IU)	สัปดาห์ที่ 1	สัปดาห์ที่ 2 - 8
ดัชนีมวลกาย (kg/m ²)		
< 23	40,000	20,000
23 - 30	40,000	40,000
> 30	60,000	60,000
ปริมาณวิตามินดีสัปดาห์ที่ 1 (IU)	42,500 $\pm$ 6,698.64 (median = 40,000)	
ปริมาณวิตามินดีสัปดาห์ที่ 2 - 8 (IU)	32,000 $\pm$ 14,178.35 (median = 20,000)	
ยารักษาโรคซึมเศร้าที่ได้รับ (คน)		
sertraline	16	12
fluoxetine	7	7
nortriptyline	5	5
sertraline + nortriptyline	4	4
fluoxetine + nortriptyline	3	3
PHQ-9	7.29 $\pm$ 1.17	1.88 $\pm$ 1.42*
HAM-D17	10.41 $\pm$ 1.79	7.85 $\pm$ 2.23*
ระดับแคลเซียม (mg/dL)		9.3750 $\pm$ 0.3372
ระดับแอลบูมิน (g/dL)		4.5900 $\pm$ 0.2687

IU: international unit, *p < .001

1 คน (เพิ่มจาก 11 เป็น 12 คะแนน) การประเมินอาการซึมเศร้าด้วย PHQ-9 และ HAM-D17 ทั้งก่อนและหลังการศึกษา พบมีความสัมพันธ์กันอย่างมีนัยสำคัญ (r ก่อน = 0.38, p = .007, r หลัง = 0.47, p = .002, ICC ก่อน = 0.52, 95% CI = 0.14 - 0.73, ICC หลัง = 0.60, 95% CI = 0.245 - 0.79)

การประเมินประสิทธิผลของการรักษาด้วยวิตามินดีต่ออาการซึมเศร้าหลังจากที่ได้รับวิตามินดี 8 สัปดาห์ด้วย PHQ-9 พบว่า มีกลุ่มตัวอย่าง 39 คนจาก 40 คนที่คะแนนไม่เกิน 4

และมี 1 คนที่คะแนนมากกว่า 4 (ลดจาก 9 เป็น 5 คะแนน) โดย 39 คนนี้ พบระดับวิตามินดีอยู่ในภาวะขาด 13 คน พร่อง 11 คน และวิตามินดีปกติ 15 คน

การประเมินอาการซึมเศร้าหลังได้รับวิตามินดี 8 สัปดาห์ด้วย HAM-D17 พบว่า มีกลุ่มตัวอย่าง 33 คนที่คะแนนลดลงร้อยละ 10 ขึ้นไป และใน 33 คนนี้ มี 21 คนมีคะแนน HAM-D17 $\leq$ 7 ดังตารางที่ 3 โดย 21 คนดังกล่าว มีภาวะขาด 4 คน ภาวะพร่อง 8 คน และวิตามินดีปกติ 9 คน

เมื่อวิเคราะห์รายละเอียดคะแนน HAM-D17 จำแนกเป็นกลุ่มอาการย่อย 4 กลุ่ม ได้แก่ อาการทางอารมณ์ (ข้อ 1, 2, 3, 9, 10, 11, 13, 14 และ 17) อาการนอนหลับ (ข้อ 4, 5 และ 6) อาการทางกาย (ข้อ 7, 12 และ 14) และอาการทางความคิด (ข้อ 8 และ 15)²⁵ พบว่ากลุ่มอาการที่คะแนนลดลงอย่างมีนัยสำคัญ คือ กลุ่มอาการทางอารมณ์และอาการทางกาย ดังตารางที่ 4

เปรียบเทียบระดับวิตามินดีของกลุ่มตัวอย่าง จำแนกตามยารักษาโรคซึมเศร้าที่รับประทาน กลุ่ม SSRIs เช่น sertraline และ fluoxetine และกลุ่ม tricyclic เช่น nortriptyline หลังได้รับวิตามินดี 8 สัปดาห์ ไม่พบความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญ การติดตามอาการไม่พึงประสงค์ด้วยการซักถามผู้ป่วยหลังจากได้รับวิตามินดีทดแทน 8 สัปดาห์ ไม่พบอาการคลื่นไส้ อาเจียน ปัสสาวะบ่อย และระดับแคลเซียมและอัลบูมินในเลือดอยู่ในระดับปกติ ดังตารางที่ 2

วิจารณ์

กลุ่มตัวอย่าง 49 คน ตรวจระดับวิตามินดีพบภาวะขาด 33 คน พร่อง 12 คน และวิตามินดีปกติ 4 คน กล่าวคือ มีระดับ

วิตามินดีต่ำกว่าปกติ 45 คน (ร้อยละ 91.8) ซึ่งเป็นอัตราส่วนสูงกว่าการศึกษาของ Okasha และคณะ⁶ และของ Cuomo และคณะ¹⁰ สูงกว่าประชากรไทยทั่วไปที่มีความชุกของภาวะพร่องหรือขาดวิตามินดีที่ร้อยละ 50.9¹¹ แต่ใกล้เคียงกับผลการศึกษาของณัฐฐา รัชตะนาวิณ และคณะ ที่พบว่าแพทย์เฉพาะทางด้านผิวหนังที่ปฏิบัติงานในกรุงเทพมหานคร จำนวน 94 คน ทุกคนมีระดับวิตามินดีต่ำกว่าปกติ โดยที่มีภาวะขาดวิตามินดีร้อยละ 61.2²⁶ สะท้อนให้เห็นว่าผู้ป่วยโรคซึมเศร้ามีความเสี่ยงของปัญหาวิตามินดีขาดหรือพร่องมากกว่าประชาชนทั่วไป โดยอาจเป็นผลจากอาการที่ยังหลงเหลือของโรคซึมเศร้าที่ทำให้ผู้ป่วยไม่อยากเข้าสังคมหรือออกไปทำกิจกรรมต่าง ๆ นอกบ้าน หรือจากสถานการณ์การแพร่ระบาดของโรคโควิด 19 ที่มีนโยบายให้ประชาชนอยู่บ้านและจำกัดกิจกรรมภายนอกบ้านในช่วงที่ศึกษา ทำให้ผู้ป่วยมีโอกาสดูดซับแสงแดดซึ่งเป็นปัจจัยสำคัญในการสังเคราะห์วิตามินดีลดลง

จากการจำแนกกลุ่มอาการย่อยของแบบประเมิน HAM-D17 พบว่า กลุ่มอาการที่ดีขึ้นอย่างมีนัยสำคัญ ได้แก่

ตารางที่ 3 คะแนนที่เปลี่ยนแปลงของ HAM-D17 หลังได้รับวิตามินดี 8 สัปดาห์

การเปลี่ยนแปลงของคะแนน HAM-D17 (ร้อยละ)	คะแนน HAM-D17 หลังการศึกษา		รวม
	≤ 7	> 7	
< 10	0	7	7
10 - 20	1	9	10
21 - 26	6	1	7
> 27	14	2	16
รวม	21	19	40

ตารางที่ 4 เปรียบเทียบคะแนนเฉลี่ย HAM-D17 จำแนกเป็นกลุ่มอาการ 4 กลุ่มย่อยก่อนและหลังการศึกษา

	ก่อน		หลัง		ค่าสถิติ ^a	
	mean	SD	mean	SD	Z	p
อาการทางอารมณ์	7.10	1.27	5.85	1.69	3.84	< .001
อาการนอนหลับ	0.60	0.74	0.40	0.67	1.45	.15
อาการทางกาย	2.40	1.23	1.38	1.29	3.72	< .001
อาการทางความคิด	0.67	0.85	0.52	0.78	0.95	.34

a = Wilcoxon signed ranks test

อาการทางอารมณ์และอาการทางกาย อาจเป็นผลของวิตามินดีโดยตรงเนื่องจากในการศึกษานี้ไม่ได้มีการปรับการรักษาอื่น ๆ ร่วมด้วย การศึกษาเกี่ยวกับบทบาทของวิตามินดีในระบบประสาทส่วนกลางพบว่า วิตามินดีสามารถผ่าน blood brain barrier ได้ โดยพบว่ามี vitamin D receptor (VDR) ในหลายบริเวณของสมอง โดยเฉพาะที่ hypothalamus และ dopaminergic neuron และพบว่ามี VDR ที่ prefrontal และ cingulate cortex ซึ่งเป็นสมองที่มีบทบาทเกี่ยวข้องกับการควบคุมอารมณ์ วิตามินดียังมีบทบาทสำคัญในการสังเคราะห์สารสื่อประสาท (neurotransmitter) และการรักษาสมดุลแคลเซียม โดยที่โรคซึมเศร้าจัดเป็น nerve immunity disorder ที่มักมีความเครียดเป็นตัวกระตุ้น รวมทั้งการกระตุ้นของระบบภูมิคุ้มกันและการปลดปล่อย cytokine รวมถึงความผิดปกติของเมแทบอลิซึมของสารสื่อประสาท พบว่าวิตามินดีควบคุมระบบภูมิคุ้มกันผ่านทาง VDR และมีการปรับปฏิกิริยาการอักเสบ (inflammatory reaction) ผ่านทางกลไกการปรับภูมิคุ้มกัน (immune modulatory) และวิตามินดียังมีคุณสมบัติปกป้องระบบประสาท (neuroprotection) จากฤทธิ์ด้านการอักเสบ (anti-inflammation) อีกด้วย^{6,9,12,13} นอกจากนี้ ในการรักษาด้วยยารักษาโรคซึมเศร้าและการคุมอารมณ์ให้ปกติต้องอาศัยการฟื้นตัวของเส้นประสาท (nerve regeneration) ซึ่งวิตามินดีมีบทบาทส่งเสริมการเปลี่ยนสภาพ (neuronal differentiation) และการเจริญเติบโตเต็มที่ของเซลล์ประสาท (neuronal maturation) ดังนั้นการให้วิตามินดีอาจเป็นการรักษาเสริมในผู้ป่วยโรคซึมเศร้า เพื่อลดอาการซึมเศร้าที่หลงเหลืออยู่ ทำให้ลดความเสี่ยงในการกำเริบซ้ำ และช่วยให้อาการชีวิตผู้ป่วยดีขึ้นได้ ส่วนอาการนอนหลับและอาการทางความคิดมีคะแนนลดลงแต่ไม่มีนัยสำคัญ อาจเพราะเมื่อเริ่มการศึกษาคะแนนของอาการย่อย 2 กลุ่มนี้น้อยอยู่แล้ว

หลังได้รับวิตามินดี 8 สัปดาห์ ผู้ป่วยมีระดับวิตามินดีเฉลี่ยสูงขึ้นจาก 16.58 ± 5.97 ng/mL เป็น 30.72 ± 18.60 ng/mL สอดคล้องกับการศึกษาของ Unnanutana และคณะ²³ อย่างไรก็ตาม พบว่ากลุ่มตัวอย่าง 25 คน (ร้อยละ 62.5)

มีระดับวิตามินดีต่ำกว่าปกติ อาจเพราะวิตามินดีจะไปสะสมอยู่ที่เนื้อเยื่อไขมันก่อนแล้วจึงเพิ่มปริมาณขึ้นในกระแสเลือด ในภายหลัง²¹ สอดคล้องกับผลการศึกษาที่พบว่า ผู้ป่วยมีอาการซึมเศร้าทุเลาลงโดยที่ระดับวิตามินดีในเลือดยังคงต่ำอยู่ และจากการตรวจหาค่าวิตามินดีด้วยวิธี chemiluminescent immunoassay นั้นสามารถมีความคลาดเคลื่อน (coefficient of variation) ได้ถึงร้อยละ 18.7²¹ และยังอาจมีปัจจัยเรื่องวิตามินดีที่ถูกดูดซึมได้ดีขึ้นเมื่อรับประทานหลังอาหารมื้อหนัก สาเหตุที่เลือกให้วิตามินดี 2 เพราะได้รับการขึ้นทะเบียนเป็นยาและเป็นยาในบัญชียาหลักแห่งชาติชนิดเดียวที่ผู้ป่วยสามารถเข้าถึงได้ทุกสิทธิ ร่วมกับปัจจุบันมีแนวทางการให้วิตามินดี 2 เพื่อแก้ไขปัญหาวิตามินดีต่ำกว่าปกติอยู่แล้ว²³ ส่วนวิตามินดีชนิดอะนาล็อก หรือรูปแบบที่ออกฤทธิ์โดยตรงมีข้อจำกัดเฉพาะในการสั่งใช้โดยอายุรแพทย์ระบบต่อมไร้ท่อและโรคไตเท่านั้น

การวิเคราะห์ด้วยการถดถอยพหุคูณเส้นตรงระหว่างระดับวิตามินดีก่อนการรักษา ดัชนีมวลกาย อายุ ปริมาณวิตามินดีเริ่มต้น ปริมาณวิตามินดีขณะรักษา และยารักษาโรคซึมเศร้า (sertraline, fluoxetine และ nortriptyline) พบว่าไม่มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญกับระดับวิตามินดีหลังรักษา อาจเนื่องจากการศึกษานี้ไม่ได้มีการปรับปริมาณวิตามินดีที่ให้ผู้ป่วยตามดัชนีมวลกายแล้ว ส่วนปริมาณวิตามินดีที่เริ่มต้นและคงการรักษาและชนิดยารักษาโรคซึมเศร้า อาจเนื่องจากการศึกษานี้มีผู้ป่วยจำนวนน้อยในแต่ละกลุ่มยาและขนาดที่ต่างกัน จึงควรศึกษาเพิ่มเติมต่อไป

การประเมินอาการซึมเศร้าด้วยคะแนน PHQ-9 โดยพยาบาล และคะแนน HAM-D17 โดยจิตแพทย์ พบมีความสอดคล้องกันในระดับปานกลาง (ICC, $r > .4$ แต่ต่ำกว่า .7)²⁷ ใกล้เคียงกับรายงานการศึกษาของ Yue และคณะในโรงพยาบาลจิตเวช (ICC, $r = .594$)²⁸ ในขณะที่จำนวนผู้ป่วยที่อาการสงบตามเกณฑ์ของแบบประเมินทั้งสองฉบับมีความแตกต่างกันค่อนข้างสูง (PHQ-9 = 39 คน, HAM-D17 = 21 คน) อาจเนื่องมาจากโครงสร้างและลักษณะข้อคำถามที่ต่างกัน อย่างไรก็ตาม เมื่อวิเคราะห์ความสัมพันธ์

เพิ่มเติมระหว่างคะแนน HAM-D17 กลุ่มย่อยอาการทางอารมณ์ กับ PHQ-9 พบว่า สหสัมพันธ์ระหว่างแบบประเมินทั้งสองฉบับมีค่าสูงขึ้น ($r = .50, p < .01$) ในกรณีการเลือกเกณฑ์ตอบสนองต่อการรักษาด้วยวิตามินดีด้วยคะแนน HAM-D17 ที่ลดลงร้อยละ 10 ขึ้นไปพบว่า มีกลุ่มผู้ป่วยที่เข้าเกณฑ์ 33 คน (ร้อยละ 82) อย่างไรก็ตามในผู้ป่วยที่ตอบสนองตามเกณฑ์นี้มีถึง 12 คนที่โรครังยังไม่ได้อยู่ในระยะสงบ (HAM-D17 > 7) ในขณะที่หากปรับเกณฑ์การตอบสนองเป็นคะแนน HAM-D17 ที่ลดลงร้อยละ 20 ขึ้นไป พบว่าจำนวนผู้ป่วยที่เข้าเกณฑ์การตอบสนองจะใกล้เคียงกับจำนวนผู้ป่วยที่อยู่ในระยะสงบ ดังนั้นการเลือกแบบประเมินและเกณฑ์จึงขึ้นกับระดับของเป้าหมายการรักษาและสถานที่เก็บข้อมูล ในกรณีโรงพยาบาลจิตเวชที่มีผู้ป่วยโรคซึมเศร้าที่อาการหลงเหลืออยู่ ควรเลือก HAM-D17 เพื่อวินิจฉัยอาการสงบ และศึกษาความสอดคล้องระหว่าง PHQ-9 กับ HAM-D17 ในผู้ป่วยโรคซึมเศร้าในระยะอื่น ๆ เพิ่มเติมต่อไป

ข้อจำกัดในการศึกษานี้ ได้แก่ 1) ไม่ได้ประเมินอาการซึมเศร้าระหว่างสัปดาห์ที่ 1 ถึงก่อนสัปดาห์ที่ 8 จึงไม่สามารถทราบได้ว่าอาการเริ่มลดน้อยลงตั้งแต่สัปดาห์ที่เท่าไร 2) ข้อมูลเกี่ยวกับประวัติโรคประจำตัวไม่ได้มีการตรวจร่างกายหรือตรวจทางห้องปฏิบัติการเพิ่มเติม 3) กลุ่มตัวอย่างที่ได้รับยารักษาซึมเศร้าแต่ละชนิดมีจำนวนน้อยจึงอาจไม่เพียงพอในการวิเคราะห์ความแตกต่างระหว่างกลุ่ม และ 4) การตรวจหาวิตามินดีด้วยวิธี chemiluminescent immunoassay นั้นอาจทำให้มีความคลาดเคลื่อนได้ ซึ่งข้อจำกัดดังกล่าวไม่มีผลต่อความน่าเชื่อถือของข้อมูลเนื่องจากการตรวจระดับวิตามินดีเป็นวิธีการมาตรฐานในเวชปฏิบัติ

ข้อเสนอแนะ 1) ควรเพิ่มความตระหนักเรื่องภาวะวิตามินดีต่ำกว่าปกติที่พบสูงมากในผู้ป่วยโรคซึมเศร้า รวมถึงความรู้เรื่องผลของวิตามินดีต่ออาการซึมเศร้าของผู้ป่วย 2) ควรพิจารณาตรวจระดับวิตามินดีในเลือดของผู้ป่วยโรคซึมเศร้าทุกคน โดยเฉพาะในรายที่ยังมีอาการหลงเหลืออยู่ 3) ควรมีการศึกษาเพื่อติดตามผลการให้วิตามินดีในระยะยาวต่ออาการของโรคซึมเศร้า รวมถึงการกำเริบซ้ำและคุณภาพชีวิต

ของผู้ป่วยด้วย และ 4) ควรมีศึกษาเพิ่มเติมถึงแนวทางการปรับปริมาณวิตามินดีและระยะเวลาที่ให้สำหรับผู้ป่วยโรคซึมเศร้าที่มีภาวะวิตามินดีต่ำกว่าปกติ เพื่อให้ระดับวิตามินดีเพิ่มขึ้นมาเป็นปกติในระยะเวลา 8 สัปดาห์

สรุป

ผู้ป่วยโรคซึมเศร้าที่มีอาการหลงเหลือมีภาวะขาดหรือพร่องวิตามินดีสูงถึงร้อยละ 91.8 การให้วิตามินดีในปริมาณที่แนะนำนาน 8 สัปดาห์มีประสิทธิภาพทำให้อาการซึมเศร้าสงบลงร้อยละ 52.5

เอกสารอ้างอิง

1. Depressive disorders. In: Sadock BJ, Sadock VA, editor. Kaplan & Sadock's synopsis of psychiatry tenth edition. New York: Williams and Wilkins; 2007. p. 527-58.
2. กรมสุขภาพจิต. รายงานสถิติประจำปี 2562 [Statistical report for the year 2019]. นนทบุรี: กรม; 2562.
3. สุวรรณ อรุณพงศ์ไพศาล. An update of treatment guidelines of major depressive disorder. ใน: ธวัชชัย ลิขิตานาจ, บรรณาธิการ. Mood disorder current trends in 2011. กรุงเทพฯ: ชมรมความผิดปกติทางอารมณ์แห่งประเทศไทย; 2554. น. 94-114.
4. Hiranyatheb t, Nakawira D, Wongpakaran T, Wongpakaran N, Bookkamana P, Pinyopornpanit M, et al. The impact of residual symptoms on relapse and quality of life among Thai depressive patients. Neuropsychiatr Dis Treat. 2016;12:3175-81. doi:10.2147/NDT.S124277.
5. Israel JA. The impact of residual symptoms in major depression. Pharmaceuticals (Basel). 2010;3(8):2426-40. doi:10.3390/ph3082426.
6. Okasha TA, Sabry WA, Hashim MA, Abdeen MS, Abdelhamid AM. Vitamin D serum level in major depressive disorder and schizophrenia. Middle East Current Psychiatry. 2020;27:34. doi:10.1186/s43045-020-00043-y.
7. พัทธินทร ชนะพาห์. ความสัมพันธ์ของการขาดวิตามินดีกับโรคซึมเศร้า [Association of vitamin D deficiency and depression]. ศรีนครินทร์เวชสาร. 2563;35(1):107-15.

8. Scaccia A. Is a vitamin D deficiency causing your depression? [internet]. 2020 [cited 2020 Dec 18]. Available from: <http://www.healthline.com/health/drpression-and-vitamin-d#risk-factors>
9. Lally J, Gaughran F. Vitamin D in schizophrenia and depression: a clinical review. *BJPsych advances*. 2019;25:240-8. doi:10.1192/bja.2019.10.
10. Cuomo A, Maina G, Bolognesi S, Rosso G, Beccarini Crescenzi B, Zanobini F, et al. Prevalence and correlates of vitamin deficiency in a sample of 290 inpatients with mental illness. *Front Psychiatry*. 2019;10:167. doi:10.3389/fpsyt.2019.00167.
11. Simamogsatham O, Ongphipharthanakul B, Tangpricha V. Vitamin D deficiency in Thailand. *J Clin Transl Endocrinol*. 2014;2(1):48-9. doi:10.1016/j.jcte.2014.10.004.
12. Shi H, Wang B, Xu X. Antidepressant effect of vitamin D: literature review. *Neuropsychiatry (London)*. 2017;7(4):337-41. doi:10.4172/Neuropsychiatry.1000219.
13. Menon V, Kar SK, Suthar N, Nebhinani N. Vitamin D and depression: a clinical appraisal of the evidence and future directions. *Indian J Psychol Med*. 2020;42(1):11-21. doi:10.4103/IJPSYM.IJPSYM_160_19.
14. Sample size calculator for comparing paired differences. Sydney: Statulator 2014 [cited 2020 Dec 23]. Available from: <https://statulator.com/SampleSize/ss2PM.html>
15. Vellekkatt F, Menon V. Efficacy of vitamin D supplementation in major depression: a meta-analysis of randomized controlled trials. *J Postgrad Med*. 2019;65(2):74-80. doi:10.4103/jpgm.JPGM_571_17.
16. Paykel ES. Partial remission, residual symptoms, and relapse in depression. *Clin Neurosci*. 2008;10(4):431-7. doi:10.31884/DCNS.2008.10.4/espaykel.
17. Lotrakul M, Sumrithe S, Saipanish R. Reliability and validity of the Thai version of the PHQ-9. *BMC Psychiatry*. 2008;8:46. doi:10.1186/1471-244X-8-46.
18. Kroenke K, Spitzer RL, Williams JB. The PHQ-9 Validity of a brief depression severity measure. *J Gen Intern Med*. 2001;16(9):606-13. doi:10.1046/j.1525-1497.2001.016009606.x.
19. มาโนช หล่อตระกูล, ปราโมทย์ สุคนิษฐ์, จักรกฤษณ์ สุขยิ่ง. การพัฒนาแบบวัด Hamilton Rating Scale for Depression ฉบับภาษาไทย [The reliability and validity of Thai version of Hamilton rating scale for depression]. *วารสารสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย*. 2539;41(1):235-46.
20. Hamilton rating scale for depression [internet]. Wikipedia; 2020 [cited 2020 Dec 18]. Available from: https://en.m.wikipedia.org/wiki/Hamilton_Rating_Scale_for_Depression
21. สรุปผลการเปรียบเทียบค่า Vit-D กับกลุ่มเครื่อง Advia Centaur XPT โรงพยาบาลศรีธัญญา โดยองค์กร RIQAS [Summary of results comparing Vit-D values with Advia Centaur XPT group at Srithanya Hospital by RIQAS organization]. กรุงเทพฯ: บริษัท เมดิทอป จำกัด; 2564.
22. Ngugen HCT, Balderia PG, Chemoff A. Vitamin D3 25-hydroxyvitamin D. New York: Medscape; 2019 [cited 2020 Dec 15]. Available from: <https://emedicine.medscape.com/article/2088694-overview#a1.2019>
23. Unnanuntana A, Chotiyarnwong P. The use of stratified vitamin D supplementation regiment for restoring and maintaining sufficient vitamin D level. *J Med Assoc Thai*. 2017;100(10):1095-103.
24. Lin C H, Chen CC, Wang FC, Lane HY. Percentage reduction of depression severity versus absolute severity after initial weeks of treatment to predict final response or remission. *Psychiatry Clin Neurosci*. 2013;67(4):265-72. doi:10.1111/pcn.12046.
25. อัจฉราพร สี่หิรัญวงศ์, รณชัย คงสกนธ์. แบบวัด Hamilton Rating Scale for Depression : การวิเคราะห์การรวมกลุ่ม [Thai version of Hamilton rating scale for depression: cluster analysis]. *วารสารสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย*. 2544;46(4):311-21.

26. Rajatanavin N, Kanokrangsee S, Aekplakorn W. Vitamin D status in Thai dermatologists and working-age Thai population. *J Dermatol*. 2019; 46(3):206-12. doi:10.1111/1346-8138.14742.
27. Chen Q, Wang W, Liu Z. Calculation and evaluation of the ICC. *Chinese Journal of Health Statistics*. 2008;25:314-5.
28. Sun Y, Fu Z, Bo Q, Mao Z, Ma X, Wang C. The reliability and validity of PHQ-9 in patients with major depressive disorder in psychiatric hospital. *BMC Psychiatry*. 2020;20(1):474. doi:10.1186/s12888-020-02885-6.

นิพนธ์ต้นฉบับ

ผลของโปรแกรมปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมต่อความสามารถด้านการกำกับอารมณ์ในวัยรุ่นที่มีพฤติกรรมเล่นเกมผิดปกติ

วันรับ : 13 ตุลาคม 2564

วันแก้ไข : 25 มกราคม 2565

วันตอบรับ : 27 มกราคม 2565

ภิญโญ อีสรพงศ์, พย.ม.¹, สุนิสา สุขตระกูล, พย.ด.²,
ดาราภา แสงสุขใส, พย.ม.¹, พัทธ์ชนก เทียนวิหาร, วท.บ.¹
สถาบันสุขภาพจิตเด็กและวัยรุ่นราชนครินทร์ กรมสุขภาพจิต¹,
คณะพยาบาลศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย²

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ : 1) เพื่อพัฒนาโปรแกรมปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมต่อความสามารถในการกำกับอารมณ์ในวัยรุ่นที่มีพฤติกรรมเล่นเกมผิดปกติ 2) เพื่อเปรียบเทียบคะแนนการกำกับอารมณ์ระหว่างกลุ่มที่เข้าร่วมโปรแกรมฯ กับกลุ่มที่ได้รับการพยาบาลตามปกติ

วิธีการ : เป็นการวิจัยและพัฒนา ประกอบด้วย 2 ขั้นตอนหลัก ได้แก่ 1) การพัฒนาโปรแกรม มี 4 ขั้นตอน คือ การกำหนดปัญหา การสำรวจความต้องการ การออกแบบโปรแกรม และการตรวจสอบความตรง และ 2) ทดสอบผลของโปรแกรม กลุ่มตัวอย่าง คือ วัยรุ่นอายุ 15 - 18 ปีที่มีพฤติกรรมเล่นเกมผิดปกติที่เข้ารับการรักษาสถาบันสุขภาพจิตเด็กและวัยรุ่นราชนครินทร์ โดยแบ่งเป็น 2 กลุ่ม ได้แก่ กลุ่มที่ได้รับการโปรแกรมฯ จำนวน 28 คน และกลุ่มที่ได้รับการพยาบาลตามปกติจำนวน 28 คน ประเมินผลด้วยแบบประเมินการกำกับอารมณ์ทั้งก่อนเข้าร่วมโปรแกรม หลังสิ้นสุดโปรแกรมทันที ติดตามผล 1 เดือน และ 3 เดือน วิเคราะห์ข้อมูลด้วยสถิติ independent t-test และความแปรปรวนสองทางแบบวัดซ้ำ

ผล : โปรแกรมปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมที่พัฒนาขึ้นเป็นการบำบัดแบบรายบุคคลโดยเข้าร่วมทั้งหมด 8 ครั้ง ภายใน 4 สัปดาห์ ใช้เวลาครั้งละ 30 - 90 นาที พบว่า คะแนนการกำกับอารมณ์ของกลุ่มทดลองมากกว่ากลุ่มควบคุม เมื่อสิ้นสุดโปรแกรมฯ ทันที รวมถึงติดตามผล 1 เดือน และ 3 เดือน อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ .01

สรุป : โปรแกรมปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมต่อความสามารถในการกำกับอารมณ์ในวัยรุ่นที่มีพฤติกรรมเล่นเกมผิดปกติเป็นทางเลือกหนึ่งในการบำบัดวัยรุ่นที่มีพฤติกรรมติดเกมที่มีปัญหาการกำกับอารมณ์ร่วมด้วยได้อย่างมีประสิทธิภาพ

คำสำคัญ : การกำกับอารมณ์ การปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรม โรคติดเกม วัยรุ่น

ติดต่อผู้นิพนธ์ : ภิญโญ อีสรพงศ์; e-mail: goodboy5204@hotmail.com

Original article

Effect of cognitive behavioral therapy program on emotional regulation in adolescent with gaming disorder

Received : 13 October 2021

Revised : 25 January 2022

Accepted : 27 January 2022

Pinyo Itsarapong, M.N.S.¹, Sunisa Suktrakul, Ph.D.²,

Daraka Sangsukjai, M.N.S.¹, Pakchanok Theinviharn, B.S.¹

Child and Adolescent Mental Health Rajanagarindra Institute,

Department of Mental Health¹,

Faculty of Nursing, Chulalongkorn University²

Abstract

Objective: 1) To develop the cognitive behavioral therapy (CBT) program on emotional regulation in adolescent with gaming disorder and 2) to compare the level of emotional regulation between a group that joined the program and a group that received the regular nursing care.

Methods: This research and development consists of two main steps: 1) program development consisting of problem definition, accumulation of building blocks for intervention design, intervention design, and intervention validation and 2) program evaluation. The participants were adolescents aged 15 to 18 years old who received consultation for gaming disorder at Child and Adolescent Mental Health Rajanagarindra Institute. The participants were assigned randomly to the experimental group that received the program (n = 28) and the control group that received the regular nursing care (n = 28). The emotion regulation questionnaire (ERQ) was assessed before joining the program, after the end of the program, within one-month, and three-months follow-up period. Data were analyzed by using independent t-test and repeated measures ANOVA.

Results: The developed CBT program was individual psychotherapy consisting of eight sessions within four weeks (30 - 90 minutes per session). The result showed that the emotional regulation score of the experimental group after the end of program were significantly higher than the score of the control group. Scores of the experimental group within one-month and three-months follow-up periods were significantly higher than before joining the program with a statistical significance at .01.

Conclusion: The CBT program on emotional regulation in adolescent with gaming disorder could be an optional nursing care for adolescents with gaming disorder and emotional regulation problem comorbidity.

Keywords: adolescents, cognitive behavioral therapy, emotional regulation, gaming disorder

Corresponding author: Pinyo Itsarapong; e-mail: goodboy5204@hotmail.com

ความรู้เดิม : การบำบัดด้วยการปรับความคิดและพฤติกรรมมีประสิทธิภาพในการลดพฤติกรรมเสพติดต่าง ๆ

ความรู้ใหม่ : โปรแกรมบำบัดการปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมตามแนวคิดของ Beck และคณะ ที่มีพื้นฐานการปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมในผู้ป่วยที่มีพฤติกรรมเสพติด เมื่อนำมาปรับใช้กับวัยรุ่นที่มีพฤติกรรมติดเกม พบว่า เพิ่มความสามารถในการกำกับอารมณ์ของวัยรุ่นที่มีพฤติกรรมติดเกมได้ ทำให้วัยรุ่นรู้เท่าทันอารมณ์ของตนเอง เข้าใจสาเหตุที่ทำให้เกิดอารมณ์และพฤติกรรมที่ไม่ดี ได้เรียนรู้วิธีปรับความคิดอัตโนมัติทางลบก่อนตอบสนอง นำไปสู่การแก้ไขปัญหาได้อย่างเหมาะสม

ประโยชน์ที่จะนำไปใช้ : สามารถนำโปรแกรมฯ ไปใช้เป็นทางเลือกในการบำบัดสำหรับวัยรุ่นที่มีปัญหาด้านการกำกับอารมณ์ที่เป็นผลมาจากพฤติกรรมติดเกมได้ หรืออาจนำไปประยุกต์ใช้ให้เหมาะสมในสถาบันหรือหน่วยงานอื่น ๆ ต่อไป

บทนำ

การเล่นเกมเป็นกิจกรรมนันทนาการที่ช่วยให้เกิดความสนุกสนานเพลิดเพลิน แต่ในทางกลับกันก็อาจกลายเป็นปัญหาได้ หากการเล่นเกมนั้นส่งผลกระทบต่อความสัมพันธ์ของบุคคลและการใช้ชีวิตประจำวัน ในปี พ.ศ. 2561 องค์การอนามัยโลกได้บรรจุโรคติดเกม (gaming disorder) ไว้ในคู่มือวินิจฉัยและจัดประเภทของโรคระหว่างประเทศ ICD-11 หมวดความผิดปกติทางจิตกลุ่มการติดสารเสพติดและการเสพติดพฤติกรรม เนื่องจากอาการที่เกิดจากพฤติกรรมเสพติดทางสมองมีลักษณะคล้ายกับการติดสารเสพติด¹ อัตราความชุกของการติดเกมมีตั้งแต่ร้อยละ 0.7 จนถึงร้อยละ 27.5 ขึ้นอยู่กับในแต่ละพื้นที่และประเทศ² โดยในกลุ่มวัยรุ่นมีความชุกสูงถึงร้อยละ 19.9 การสำรวจในประเทศไทยพบว่า ผู้ที่ติดเกมส่วนใหญ่เป็นเด็กและวัยรุ่นชาย ใช้เวลาในการเล่นเกมเฉลี่ย 28.9 ชั่วโมงต่อสัปดาห์³ สาเหตุของพฤติกรรมติดเกมมีทั้งปัจจัยส่วนบุคคลและปัจจัยแวดล้อม เช่น ลักษณะนิสัย

ระยะเวลาหรือความถี่ในการเล่น การละเลยกิจกรรมที่ทำร่วมกันในครอบครัว การมีเพื่อนที่ชอบเล่นเกม และมีร้านเกมอยู่ใกล้บ้านและโรงเรียน⁴ การทบทวนวรรณกรรมพบว่า เด็กและวัยรุ่นที่ติดเกมมีความต้องการเล่นเกมมากขึ้นเรื่อย ๆ มักใช้เวลาในการเล่นอย่างต่ำวันละ 3 ชั่วโมง ติดต่อกันนานอย่างน้อยสัปดาห์ละ 3 วัน และให้ความสนใจต่อเกมมากกว่าสิ่งอื่น ๆ⁵ แม้ว่าเด็กและวัยรุ่นที่มีพฤติกรรมติดเกมส่วนใหญ่มีความพยายามที่จะลดหรือเลิกเล่นเกม แต่ก็ไม่สามารถควบคุมตัวเองให้หยุดเล่นเกมได้ แม้ทราบถึงผลเชิงลบต่าง ๆ ที่อาจเกิดขึ้นตามมา⁶ ทั้งนี้เนื่องจากโรคติดเกมและโรคติดการพนันมีความคล้ายคลึงกันทางระบบประสาทหลายประการ โดยผู้ป่วยโรคติดเกมมักขาดความยืดหยุ่นทางความคิดและแสดงพฤติกรรมหุนหันพลันแล่น เช่น การไม่คำนึงถึงผลที่จะตามมาในระยะยาวและมุ่งเน้นที่จะตอบสนองความต้องการของตนเองทันทีมากกว่าที่จะควบคุมความต้องการนั้นไว้จนนำไปสู่การแสดงพฤติกรรมที่ไม่เหมาะสม⁷

แนวทางการบำบัดรักษาผู้ป่วยวัยรุ่นที่มีพฤติกรรมติดเกมอาจใช้วิธีเดียวหรือประยุกต์หลายวิธีร่วมกัน เช่น การปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรม (cognitive behavioral therapy; CBT) การบำบัดเพื่อพัฒนาความคิด (cognitive enhancement therapy; CET) การปรับอคติทางความคิด (cognitive bias modification; CBM) การลดความเครียดโดยการฝึกสติ (mindfulness-based stress reduction; MBSR) และการใช้การบำบัดหลายวิธีร่วมกัน⁸ การปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมเป็นหนึ่งในวิธีการรักษาที่มีประสิทธิภาพครอบคลุมไปถึงอาการเสพติดต่าง ๆ⁹ โดยเฉพาะอย่างยิ่งในวัยรุ่นที่มีความผิดปกติทางอารมณ์ร่วมด้วย¹⁰ โดยเริ่มจากการค้นหาความคิดอัตโนมัติทางลบ การตรวจสอบความคิดอัตโนมัติทางลบ และปรับเปลี่ยนความคิดอัตโนมัติทางลบ¹¹ เพราะเมื่อผู้ที่ติดเกมเจอกับสิ่งเข้าที่ทำให้เกิดความไม่พึงพอใจ เช่น การถูกห้ามไม่ให้เล่นเกม เมื่อรวมเข้ากับการคิดที่บิดเบือนไปจากความเป็นจริงที่เป็นความคิดอัตโนมัติทางลบ จะทำให้เกิดปัญหาทางอารมณ์และพฤติกรรม ดังนั้นการปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมจึงเน้น

ที่การปรับแก้ความคิดที่ไม่เหมาะสมให้เป็นความคิดที่เหมาะสมร่วมกับการปรับทางพฤติกรรมให้สอดคล้องตามความเป็นจริงมากขึ้น¹² โปรแกรมบำบัดสำหรับวัยรุ่นสามารถใช้วิธีสอนทักษะการจัดการกับความคิดที่บิดเบือน (วิธีคิดแบบไม่ยึดหยุ่น) เพื่อเปลี่ยนแปลงความรู้ความเข้าใจและปรับพฤติกรรมควบคู่กันไป¹³

การทบทวนวรรณกรรมอย่างเป็นระบบของการใช้โปรแกรมบำบัดทางความคิดและพฤติกรรมในการรักษาผู้ที่มีภาวะติดเกมพบว่า โปรแกรมฯ สามารถลดความผิดปกติต่าง ๆ เช่น ภาวะติดเกม อาการซึมเศร้า และความวิตกกังวลได้อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ¹⁴ นอกจากนี้ยังพบว่า โปรแกรมที่บูรณาการบนพื้นฐานของการบำบัดทางความคิดและพฤติกรรมสามารถช่วยให้ผู้ป่วยมีอาการที่เกี่ยวข้องกับภาวะติดเกมรวมถึงอาการร่วมทางจิตลดลง ความสัมพันธ์ระหว่างบุคคลและความสัมพันธ์ภายในครอบครัวดีขึ้น มีพัฒนาการในการเข้าใจตนเองด้านการกำกับอารมณ์เชิงลบ และมีการตอบสนองทางอารมณ์อย่างเหมาะสม¹⁵ เช่นเดียวกับการศึกษาในประเทศไทยของ Pornnoppadol และคณะ¹⁶ ที่ทดสอบผลของโปรแกรมรักษาผู้ป่วยวัยรุ่นที่มีภาวะติดเกมอายุระหว่าง 13 - 17 ปี และครอบครัว โดยการเข้าค่ายศิริราชบำบัด (Siriraj therapeutic residential camp) เป็นเวลา 6 คืน 7 วัน พบว่า กลุ่มที่ได้เข้าค่ายศิริราชบำบัดมีคะแนนการติดเกมลดลงมากกว่ากลุ่มควบคุม อันเป็นผลมาจากการที่ผู้ป่วยวัยรุ่นได้รับการบำบัดทางความคิดและพฤติกรรมที่ช่วยปรับเปลี่ยนความคิดที่บิดเบือนและความเชื่อที่ไม่ถูกต้องเกี่ยวกับตนเอง การฝึกควบคุมและกำกับอารมณ์ การฝึกเทคนิคการผ่อนคลายความเครียด รวมถึงการทำกิจกรรมกลางแจ้งต่าง ๆ และทำกิจกรรมร่วมกับครอบครัว

การกำกับอารมณ์ถือเป็นกระบวนการสำคัญอย่างหนึ่งที่บุคคลจำเป็นต้องใช้ในการควบคุมจัดการกับสภาวะอารมณ์ที่เกิดขึ้นในชีวิตประจำวัน เพื่อให้รู้เท่าทันความรู้สึกหรือความคิดทางลบ เช่น ความโกรธ หงุดหงิด ฉุนเฉียว ที่มีต่อสถานการณ์ต่าง ๆ ได้อย่างเหมาะสม¹⁷ ดังนั้นผู้ป่วยที่มีพฤติกรรมเล่นเกมติดปกติที่มีปัญหาด้านการจัดการอารมณ์

จึงควรได้รับการฝึกฝนการควบคุมและลดอารมณ์เชิงลบและเสริมสร้างอารมณ์เชิงบวก อย่างไรก็ตามการบำบัดความคิดและพฤติกรรมในวัยรุ่นที่มีพฤติกรรมเล่นเกมติดปกติในประเทศไทยนั้นยังไม่ปรากฏแพร่หลายนัก เนื่องจากเน้นไปที่การแก้ปัญหาอาการติดเกมเป็นส่วนใหญ่ ทำให้ยังมีข้อจำกัดในการบำบัดวัยรุ่นติดเกมที่มีปัญหาด้านการกำกับอารมณ์ร่วมด้วย การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อพัฒนาและทดสอบผลของโปรแกรมที่ใช้พื้นฐานแนวทางการบำบัดทางความคิดและพฤติกรรมในผู้ป่วยที่ติดสารเสพติดของ Beck และคณะ¹¹ ต่อความสามารถด้านการกำกับอารมณ์ในวัยรุ่นที่มีพฤติกรรมเล่นเกมติดปกติ เปรียบเทียบกับการพยาบาลตามปกติ โดยคาดว่าผลการศึกษาจะเป็นแนวทางในการพัฒนาทางเลือกที่มีประสิทธิภาพในการบำบัดวัยรุ่นติดเกมที่มีปัญหาการกำกับอารมณ์ร่วมด้วย

วิธีการ

เป็นการวิจัยและพัฒนา (research and development) เพื่อศึกษาผลลัพธ์ของโปรแกรมบำบัดการปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมต่อความสามารถในการกำกับอารมณ์ตนเองในวัยรุ่นที่มีความผิดปกติพฤติกรรมเล่นเกม ประกอบด้วย 2 ขั้นตอนหลัก ดำเนินการพัฒนาโปรแกรมฯ จนถึงสิ้นสุดกระบวนการในระหว่างเดือนตุลาคม 2563 - กันยายน 2564 มีรายละเอียดโดยสรุปดังนี้

ขั้นตอนการพัฒนาโปรแกรม ใช้แนวทางในการพัฒนาและตรวจสอบโปรแกรมของ van Meijel และคณะ¹⁸ มี 4 ขั้นตอน ได้แก่

1. การกำหนดปัญหา โดยทบทวนประสบการณ์การบำบัดทางกายภาพของพยาบาลที่ให้การบำบัดที่แผนกผู้ป่วยนอก สถาบันสุขภาพจิตเด็กและวัยรุ่นราชนครินทร์ร่วมกับทีมบริหารกลุ่มภารกิจกายภาพ
2. การสำรวจความต้องการ เนื้อหา และกิจกรรมที่ต้องการพัฒนาโปรแกรม โดยเริ่มจาก 1) ทบทวนวรรณกรรมที่เกี่ยวข้อง (literature review) พบว่า การบำบัดโดยใช้เทคนิคของ CBT ช่วยให้วัยรุ่นสามารถจัดการอารมณ์ของตนเองได้อย่างมีประสิทธิภาพ^{13,15,16} 2) วิเคราะห์ปัญหา (problem

analysis) โดยการทบทวนเวชระเบียนของผู้ที่มีความผิดปกติของพฤติกรรมเล่นเกมที่เข้ารับบริการบำบัดทางการพยาบาลพบว่า ร้อยละ 75 ของวัยรุ่นติดเกมที่มีปัญหาด้านอารมณ์และพฤติกรรมที่ไม่เหมาะสมมีสาเหตุมาจากการไม่สามารถควบคุมอารมณ์ตนเองได้เมื่อถูกห้ามหรือขัดขวางไม่ให้เล่นเกม 3) วิเคราะห์ความต้องการ (need analysis) ด้วยการสัมภาษณ์แบบมีโครงสร้างกับวัยรุ่นที่มีความผิดปกติของพฤติกรรมเล่นเกมจำนวน 10 คนและผู้ปกครองจำนวน 10 คน พบว่าวัยรุ่นและผู้ปกครองเห็นด้วยที่จะให้มีโปรแกรมที่ช่วยฝึกการกำกับอารมณ์ และ 4) วิเคราะห์การปฏิบัติงานในปัจจุบัน (practice analysis) โดยสัมภาษณ์พยาบาลจิตเวชที่ปฏิบัติการพยาบาลกับผู้ป่วยจิตเวชเด็กและวัยรุ่นจำนวน 5 คน พบว่า ในปัจจุบันยังไม่มีหลักปฏิบัติที่ชัดเจนในการบำบัดวัยรุ่นติดเกมที่มีปัญหาด้านอารมณ์อย่างเฉพาะเจาะจง

3. การออกแบบโปรแกรม โดยบูรณาการแนวความคิดการปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมของ Beck และคณะ¹¹ ครอบคลุม 3 ขั้นตอน ได้แก่ 1) การค้นหาความคิดอัตโนมัติทางลบ 2) การตรวจสอบความคิดอัตโนมัติทางลบ และ 3) การปรับเปลี่ยนความคิดอัตโนมัติทางลบ เพื่อให้ผู้ป่วยเกิดการตระหนักรู้และเข้าใจปัญหาตามความเป็นจริง สามารถเชื่อมโยงแบบแผนทางความคิดกับความเคยชินเดิม ๆ ให้เกิดการเปลี่ยนแปลงทางพฤติกรรม โดยเป็นการบำบัดแบบรายบุคคลให้แก่วัยรุ่นที่มีความผิดปกติของพฤติกรรมเล่นเกม เพื่อให้มีความสามารถในการกำกับอารมณ์ตนเองได้อย่างถูกต้องเหมาะสม โปรแกรมฯ ประกอบด้วย 8 กิจกรรม (1 กิจกรรมต่อครั้ง) ใช้เวลาครั้งละ 30 - 90 นาที สัปดาห์ละ 2 ครั้ง รวมทั้งหมด 4 สัปดาห์ ในขณะที่การพยาบาลตามปกติประกอบด้วย สุขภาพจิตศึกษา การให้ความรู้เกี่ยวกับโรคติดเกม การให้คำแนะนำรายบุคคลและครอบครัว การให้ความรู้ผู้ปกครองในการใช้ยา และการนัดติดตามอาการอย่างต่อเนื่อง ใช้เวลาครั้งละ 60 นาที สัปดาห์ละ 1 ครั้ง รวมทั้งหมด 4 สัปดาห์

4. การตรวจสอบความตรงของโปรแกรมฯ ฉบับร่าง โดยผู้ทรงคุณวุฒิ 3 คน ได้แก่ อาจารย์พยาบาลสาขา

การพยาบาลจิตเวชผู้เชี่ยวชาญทางด้านการปรึกษาโดยการปรับความคิดและพฤติกรรม 1 คน จิตแพทย์เด็กและวัยรุ่น 1 คน และพยาบาลวิชาชีพเชี่ยวชาญเฉพาะสาขาการพยาบาลจิตเวช (advance practice nurse) 1 คน ซึ่งมีประสบการณ์ในการบำบัด CBT ตรวจสอบความตรงเชิงเนื้อหาและโครงสร้าง พบว่า โปรแกรมฯ มีค่าดัชนีความตรงเชิงเนื้อหา (content validity index) เท่ากับ 1 โดยนำข้อเสนอแนะของผู้ทรงคุณวุฒิมาพิจารณาแก้ไขปรับปรุงเนื้อหาให้เหมาะสมจากนั้นนำโปรแกรมฯ ฉบับปรับปรุงแล้วไปทดลองใช้กับกลุ่มที่มีลักษณะคล้ายกับกลุ่มตัวอย่างตามเกณฑ์ที่กำหนดจำนวน 8 คน พบว่า สมาชิกกลุ่มมีความเข้าใจในกิจกรรมตามวัตถุประสงค์ของโปรแกรมฯ

ขั้นตอนการทดสอบประสิทธิภาพของโปรแกรม
เป็นการทดสอบผลของโปรแกรมฯ ด้วยการวิจัยกึ่งทดลอง (quasi-experimental research) ในวัยรุ่นที่เข้ารับบริการแบบผู้ป่วยนอก ณ สถาบันสุขภาพจิตเด็กและวัยรุ่นราชนครินทร์ เก็บข้อมูลตั้งแต่เดือนพฤษภาคม 2564 จนถึงสิงหาคม 2564 คัดเลือกกลุ่มตัวอย่างแบบเฉพาะเจาะจง (purposive sampling) เกณฑ์การคัดเลือก ได้แก่ อายุ 15 - 18 ปี ได้รับการวินิจฉัยจากจิตแพทย์เด็กและวัยรุ่นว่ามีความผิดปกติของพฤติกรรมเล่นเกมตามคู่มือการวินิจฉัยโรคทางจิตเวช (DSM-5) มีคะแนนการกำกับอารมณ์ในระดับต่ำ (0 - 42 คะแนน) ถึงปานกลาง (43 - 55 คะแนน) เกณฑ์การแยกกลุ่มตัวอย่างออกจากโครงการ ได้แก่ ไม่สามารถเข้าร่วมโปรแกรมฯ ครบตามกำหนด คำนวณขนาดกลุ่มตัวอย่างโดยกำหนดระดับความเชื่อมั่นที่ .05 อำนาจทดสอบ 0.8 และกำหนดขนาดความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร (effect size) จากการศึกษาของจากรุวรรณ ลิ้มไพบูลย์ และคณะ¹⁹ ได้เท่ากับ 0.9 และเพิ่มขนาดกลุ่มตัวอย่างอีกร้อยละ 10 เพื่อป้องกันการสูญหาย (drop out) ได้จำนวนกลุ่มตัวอย่างทั้งหมด 64 คน แบ่งเป็นกลุ่มควบคุม 32 คน และกลุ่มทดลอง 32 คน จับคู่กลุ่มตัวอย่างโดยใช้เกณฑ์พิจารณาคุณสมบัติ (matched pair) ประกอบด้วย เพศ ช่วงอายุ (ต่างกันไม่เกิน 1 ปี) และคะแนนการกำกับอารมณ์ หลังจากนั้นใช้วิธีการสุ่มอย่างง่าย

(simple random sampling) โดยการจับฉลากแบ่งแต่ละคู่ เข้ากลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุม

เครื่องมือเก็บรวบรวมข้อมูล ได้แก่

1. แบบสอบถามข้อมูลส่วนบุคคลของวัยรุ่นที่มีความผิดปกติด้านพฤติกรรมเล่นเกม สร้างขึ้นโดยผู้วิจัย ประกอบด้วย เพศ อายุ ลำดับที่ของบุตร อายุเมื่อได้รับการวินิจฉัยว่าติดเกมครั้งแรก การรักษาด้วยยาในปัจจุบัน และชั่วโมงเฉลี่ยในการเล่นเกม

2. แบบสอบถามข้อมูลส่วนบุคคลผู้ปกครอง สร้างขึ้นโดยผู้วิจัย ประกอบด้วย เพศ อายุ ความเกี่ยวข้องกับวัยรุ่น สถานภาพสมรส ระดับการศึกษา อาชีพ รายได้ และการแสดงพฤติกรรม/อารมณ์ที่ไม่เหมาะสมของวัยรุ่นเมื่อถูกห้ามไม่ให้เล่นเกม

3. แบบประเมินการกำกับอารมณ์ (emotion regulation questionnaire; ERQ) ของ Gross และ John¹⁷ แปลและเรียบเรียงเป็นภาษาไทยโดยณัฐธิน คุ่มรอด²⁰ เป็นเครื่องมือประเมินประสบการณ์ทางอารมณ์และการแสดงออกทางอารมณ์ของบุคคลในช่วง 1 เดือนที่ผ่านมา มีข้อคำถามทั้งหมด 10 ข้อ เป็นมาตราส่วนประเมินค่า (rating scale) 7 ระดับ มีคะแนนรวมอยู่ระหว่าง 10 - 70 คะแนน การแปลผลแบ่งระดับคะแนนการกำกับอารมณ์เป็น 3 ระดับ ได้แก่ 10 - 42 คะแนน หมายถึง ระดับต่ำ 43 - 55 คะแนน หมายถึง ระดับปานกลาง และ 56 - 70 คะแนน หมายถึง ระดับสูง แบบประเมินนี้ผ่านการประเมินความตรงเชิงเนื้อหา (content validity) จากผู้ทรงคุณวุฒิ 3 คน ได้ค่าดัชนีความตรงเชิงเนื้อหาเท่ากับ 1 และมีค่าสัมประสิทธิ์แอลฟาของครอนบาค เท่ากับ 0.83

4. แบบประเมินความคิดอัตโนมัติทางลบ (automatic thoughts questionnaire; ATQ-30) ของ Hollon และ Kendall²¹ แปลและเรียบเรียงเป็นภาษาไทยโดยลัดดา แสนสีหา²² และปรับคำโดยผู้วิจัยให้เข้ากับบริบทของการศึกษานี้ มีจำนวน 30 ข้อ เป็นข้อความเกี่ยวกับการเกิดความคิดอัตโนมัติทางลบของตนเองในช่วงระยะเวลา 1 สัปดาห์ที่ผ่านมา เป็นมาตรวัดประมาณค่า 5 ระดับ ตั้งแต่ 1 คือ ความคิดนี้ไม่เคยเกิดขึ้นเลย จนถึง 5 คือ ความคิดนี้

เกิดขึ้นตลอดเวลา คะแนนรวมของแบบประเมินทั้งหมดอยู่ระหว่าง 30 - 150 คะแนน มีค่าสัมประสิทธิ์แอลฟาของครอนบาคเท่ากับ 0.87 โดยผู้วิจัยนำคะแนนที่ได้มาถ่วงคะแนน โดยคะแนนสูง หมายถึง มีความคิดอัตโนมัติทางลบต่ำ และคะแนนต่ำ หมายถึง มีความคิดอัตโนมัติทางลบสูง กำหนดวิธีการแปลผล คือ ต้องมีคะแนนอย่างน้อย 120 คะแนน หรือคิดเป็นค่าเฉลี่ยร้อยละ 80 ขึ้นไป แบบประเมินนี้ผ่านการประเมินความตรงเชิงเนื้อหาจากผู้ทรงคุณวุฒิ 3 คน ได้ค่าดัชนีความตรงเชิงเนื้อหาเท่ากับ 1 และมีค่าสัมประสิทธิ์แอลฟาของครอนบาค เท่ากับ 0.87

เครื่องมือทดลอง ได้แก่ โปรแกรมบำบัดการปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมต่อความสามารถในการกำกับอารมณ์ในวัยรุ่นที่มีพฤติกรรมเล่นเกมผิดปกติ สร้างขึ้นตามแนวคิดทฤษฎีการปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมของ Beck และคณะ¹¹ มีกิจกรรมทั้งหมด 8 ครั้ง ใช้เวลา 4 สัปดาห์ สัปดาห์ละ 2 ครั้ง ครั้งละ 30 - 90 นาที แบ่งกลุ่มทดลองเป็น 2 รอบ ได้แก่ กลุ่มรอบวันอังคารและพฤหัสบดี และกลุ่มรอบวันพุธและศุกร์ รอบละ 16 คน มีพยาบาลและสหวิชาชีพจำนวน 4 คน ให้การบำบัดรายบุคคล แก่วัยรุ่น จำนวน 4 ราย ต่อผู้บำบัด 1 คน มีรายละเอียดกิจกรรมแต่ละสัปดาห์ดังนี้ สัปดาห์ที่ 1 ได้แก่ กิจกรรมที่ 1 สร้างสัมพันธภาพและการให้ความรู้เรื่องภาวะติดเกม และการปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรม เพื่อเพิ่มความสามารถในการกำกับอารมณ์ของตนเอง และกิจกรรมที่ 2 ให้วัยรุ่นที่มีภาวะติดเกมฝึกค้นหาความคิดอัตโนมัติทางลบ และชี้ให้เห็นความเชื่อมโยงของการคิดดังกล่าวกับความสามารถในการกำกับอารมณ์ของตนเอง สัปดาห์ที่ 2 ได้แก่ กิจกรรมที่ 3 ให้วัยรุ่นทบทวนสิ่งที่ได้เรียนรู้มาแล้วในกิจกรรมก่อนหน้านี้ แล้วนำการบ้านมาตรวจสอบความคิดอัตโนมัติทางลบที่เกิดขึ้นว่ามีความเป็นจริงหรือไม่ และกิจกรรมที่ 4 ฝึกปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมขั้นต้น ตรวจสอบความเข้าใจในการแก้ไขปัญหาด้วยวิธีการปรับเปลี่ยนความคิด โดยสอนการปรับเปลี่ยนความคิดที่บิดเบือน สัปดาห์ที่ 3 ได้แก่ กิจกรรมที่ 5 ทบทวนสิ่งที่ได้เรียนรู้ในครั้งที่ผ่านมานี้ เน้นการปรับเปลี่ยนความคิดใหม่หรือความคิดที่บิดเบือนเพื่อให้สามารถจัดการกับ

อารมณ์ได้ดีขึ้น และกิจกรรมที่ 6 สรุปบททวนบทเรียนตั้งแต่ครั้งแรกจนถึงครั้งที่ห้า ชี้แนะการนำสิ่งที่ได้เรียนรู้ในการบำบัดไปใช้ในชีวิตประจำวัน สัปดาห์ที่ 4 ได้แก่ กิจกรรมที่ 7 สอบถามปัญหาหรืออุปสรรคในการฝึกบำบัด แลกเปลี่ยนความคิดเห็น และให้วัยรุ่นทำแบบประเมินความคิดอัตโนมัติทางลบ (ATQ-30) และกิจกรรมที่ 8 สิ้นสุดโปรแกรมการบำบัดเป็นการประเมินผลลัพธ์ความเปลี่ยนแปลงของการกำกับอารมณ์ โดยให้วัยรุ่นทำแบบประเมินการกำกับอารมณ์ (ERQ) หลังจากนั้นจึงติดตามผล 1 เดือน และ 3 เดือน

สถิติที่ใช้ในการวิเคราะห์ข้อมูล ได้แก่ 1) สถิติเชิงพรรณนา ได้แก่ ความถี่ ร้อยละ ค่าเฉลี่ย และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน 2) เปรียบเทียบคะแนนการกำกับอารมณ์ ระหว่างกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุมด้วยสถิติ independent t-test และ 3) เปรียบเทียบผลต่างของค่าเฉลี่ยคะแนนการกำกับอารมณ์ ระหว่างก่อนและหลังเข้าร่วมโปรแกรม รวมถึงระยะติดตามผล 1 เดือน และ 3 เดือน ด้วยการวิเคราะห์ two-way repeated measure ANOVA และวิเคราะห์ความแตกต่างรายคู่ด้วยวิธี Bonferroni

การวิจัยนี้ผ่านการพิจารณาจริยธรรมการวิจัยในคนด้านสุขภาพจิตและจิตเวช กรมสุขภาพจิต กระทรวงสาธารณสุข ตามเอกสารรับรองเลขที่ 003/2564 ออกให้ ณ วันที่ 19 เมษายน 2564 โดยดำเนินการเก็บข้อมูลกับกลุ่มตัวอย่างในวันที่ 3 พฤษภาคม 2564 จนถึงสิ้นสุดระยะติดตามผล 3 เดือน ในวันที่ 31 สิงหาคม 2564 ผู้วิจัยได้ชี้แจงวัตถุประสงค์ ขั้นตอน ระยะเวลาการวิจัย ประโยชน์ที่ได้รับ ความเสี่ยงที่อาจเกิดขึ้นและแนวทางแก้ไข การเก็บข้อมูลเป็นความลับ โดยนำเสนอผลการวิจัยในภาพรวม สามารถยุติการเข้าร่วมการวิจัยได้ตลอดเวลาโดยไม่จำเป็นต้องบอกเหตุผลและไม่มีผลกระทบแต่อย่างใด จากนั้นให้กลุ่มตัวอย่างลงนามในใบยินยอมการเข้าร่วมวิจัยด้วยความสมัครใจ

ผล

กลุ่มตัวอย่างจำนวน 64 คน ถูกสุ่มเข้ากลุ่มทดลอง 32 คน และกลุ่มควบคุม 32 คน ด้วยการจับคู่ที่ละคู่

มีผู้เข้าร่วมการวิจัยที่ขอลงตัว (drop-out) ออกจากการวิจัยทั้งหมด 8 คนในช่วงสัปดาห์ที่สองของการทดลอง ทำให้กลุ่มตัวอย่างที่เข้าร่วมการวิจัยจนจบเหลือทั้งหมด 56 คน แบ่งเป็นกลุ่มทดลอง 28 คน และกลุ่มควบคุม 28 คน กลุ่มทดลองเป็นเพศชายร้อยละ 78.6 เพศหญิงร้อยละ 21.4 กลุ่มควบคุมเป็นเพศชายร้อยละ 82.1 เพศหญิงร้อยละ 17.9 อายุเฉลี่ยของกลุ่มทดลองเท่ากับ 16.2 ปี ($SD = 0.98$) กลุ่มควบคุมเท่ากับ 16.2 ปี ($SD = 1.07$) กลุ่มทดลองส่วนใหญ่เป็นบุตรคนแรก คิดเป็นร้อยละ 57.1 ในขณะที่กลุ่มควบคุมส่วนใหญ่เป็นบุตรคนที่สองมากที่สุด คิดเป็นร้อยละ 50.0 กลุ่มตัวอย่างส่วนใหญ่มีจำนวนพี่น้อง 1 คน คิดเป็นร้อยละ 67.9 ของกลุ่มทดลอง และร้อยละ 64.3 ของกลุ่มควบคุม อายุเฉลี่ยเมื่อได้รับการวินิจฉัยว่าติดเกมของกลุ่มทดลองเท่ากับ 14.3 ปี ($SD = 1.30$) กลุ่มควบคุมเท่ากับ 14.54 ปี ($SD = 1.48$) กลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุมใช้เวลาเล่นเกมเฉลี่ยใกล้เคียงกัน คือ 6.7 ชั่วโมงต่อวัน ($SD = 1.54$) และ 6.7 ชั่วโมงต่อวัน ($SD = 1.30$) ตามลำดับ ร้อยละ 100 ของทั้งกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุมเคยแสดงพฤติกรรม/อารมณ์ที่ไม่เหมาะสมเมื่อถูกห้ามไม่ให้เล่นเกม ซึ่งส่วนใหญ่ของทั้งกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุมมีรูปแบบพฤติกรรม/อารมณ์ที่ไม่เหมาะสม ได้แก่ การแสดงสีหน้าบึ้งตึง/ทำท่าทางไม่พอใจ/มีอาการต่อต้าน และการทำหลายอย่างรวมกัน คิดเป็นร้อยละ 32.1 การเปรียบเทียบคุณลักษณะส่วนบุคคลระหว่างกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุมด้วยสถิติ chi-square แบบ 2 กลุ่มที่เป็นอิสระต่อกัน ได้แก่ เพศ อายุ ลำดับที่ของบุตร จำนวนพี่น้อง อายุที่ได้รับการวินิจฉัยครั้งแรก การรักษาด้วยยาในปัจจุบัน ชั่วโมงการเล่นเกม การแสดงพฤติกรรม/อารมณ์ที่ไม่เหมาะสมเมื่อถูกห้ามไม่ให้เล่นเกม และรูปแบบพฤติกรรม/อารมณ์ที่ไม่เหมาะสม พบว่าไม่แตกต่างกัน แสดงว่าคุณลักษณะส่วนบุคคลระหว่างกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุมมีความใกล้เคียงกัน

การเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยคะแนนการกำกับอารมณ์ ก่อนเข้าร่วมโปรแกรมฯ ของกลุ่มทดลอง ($M = 32.6$, $SD = 5.80$) และกลุ่มควบคุม ($M = 32$, $SD = 6.49$) พบว่าไม่มีความแตกต่างกัน ($p = .75$) เมื่อเปรียบเทียบคะแนนการกำกับอารมณ์ระหว่างกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุม

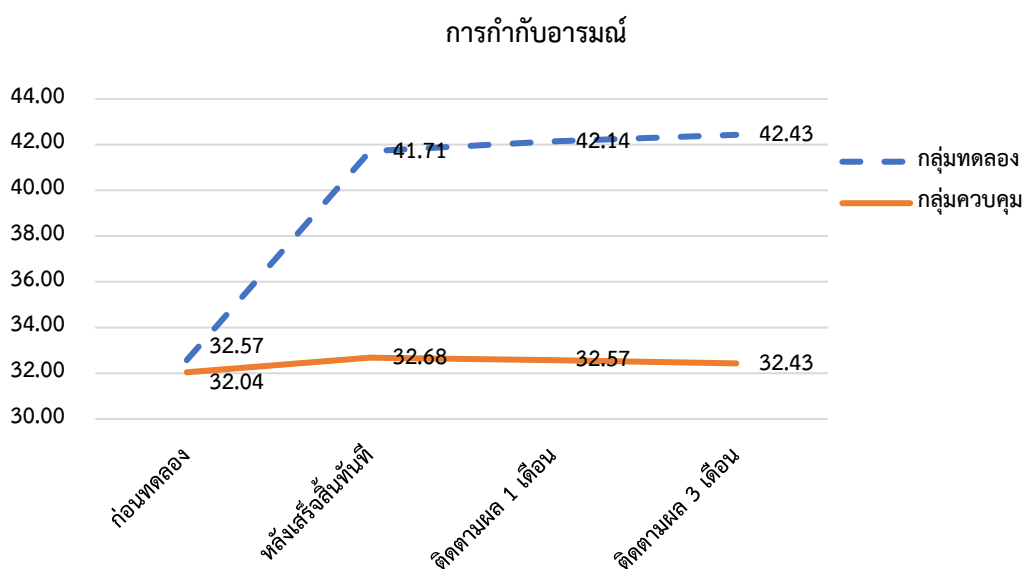
ก่อนและหลังสิ้นสุดโปรแกรมฯ ทันที รวมถึงระยะติดตามผล 1 และ 3 เดือน พบว่า คะแนนการกำกับอารมณ์ระหว่างกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุมแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ .01 โดยกลุ่มทดลองมีคะแนนการกำกับอารมณ์สูงกว่ากลุ่มควบคุมในระยะหลังสิ้นสุดโปรแกรมฯ ทันที อีกทั้งผลการวิเคราะห์ความแปรปรวนคะแนนการกำกับอารมณ์ภายในกลุ่มของทั้งสองกลุ่มในระยะก่อนการทดลอง หลังสิ้นสุดการทดลองทันที รวมถึงการติดตามผล 1 เดือน และ 3 เดือน พบว่า มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ .01 และการวิเคราะห์ความแปรปรวนของการมีปฏิสัมพันธ์ระหว่างวิธีการทดลองกับระยะเวลาที่วัด พบว่า คะแนนการกำกับอารมณ์ระหว่างกลุ่มทดลองที่ได้รับโปรแกรมฯ และกลุ่มควบคุมที่ได้รับการพยาบาลตามปกติกับระยะเวลาในการวัดการกำกับอารมณ์ มีปฏิสัมพันธ์กันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ .01 ดังแผนภาพที่ 1

การเปรียบเทียบความแตกต่างรายคู่ของคะแนนการกำกับอารมณ์ของกลุ่มทดลอง ก่อนเข้าร่วมโปรแกรมฯ หลังสิ้นสุดโปรแกรมฯ ทันที และระยะติดตามผล 1 เดือน และ 3 เดือน พบว่า มีความแตกต่างกันระหว่างค่าเฉลี่ยคะแนนการกำกับอารมณ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ .01 จำนวน 3 คู่ ได้แก่ คู่ที่ 1 (ก่อนเข้าร่วมโปรแกรมฯและหลังสิ้นสุด

โปรแกรมฯ ทันที) มีความแตกต่างของค่าเฉลี่ยเท่ากับ -4.89 คู่ที่ 2 (ก่อนเข้าร่วมโปรแกรมฯและระยะติดตามผล 1 เดือน) มีความแตกต่างของค่าเฉลี่ยเท่ากับ -5.05 และ คู่ที่ 3 (ก่อนเข้าร่วมโปรแกรมฯ และระยะติดตามผล 3 เดือน) มีความแตกต่างของค่าเฉลี่ยเท่ากับ -5.13 ดังตารางที่ 1

วิจารณ์

การศึกษานี้พบว่า โปรแกรมบำบัดการปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมต่อความสามารถในการกำกับอารมณ์ในวัยรุ่นที่มีความผิดปกติพฤติกรรมเล่นเกมมีประสิทธิภาพในการเพิ่มคะแนนการกำกับอารมณ์ของวัยรุ่น เนื่องจากเป็นโปรแกรมที่พัฒนาตามขั้นตอนของ van Meijel และคณะ¹⁸ ซึ่งช่วยเป็นแนวทางในการสร้างองค์ความรู้ใหม่เพื่อนำมาใช้แก้ไขปัญหา โดยเริ่มต้นจากการวิเคราะห์ปัญหา วิเคราะห์ความต้องการ และวิเคราะห์การปฏิบัติในปัจจุบัน โดยนำแนวคิดการปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมของ Beck และคณะ¹¹ ที่มีพื้นฐานการปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมในผู้ป่วยที่มีพฤติกรรมเสพติดมาปรับใช้กับวัยรุ่นที่มีพฤติกรรมติดเกมให้สามารถจัดการกับอารมณ์ตนเองได้ดีขึ้น โดยในช่วง 4 สัปดาห์แรกที่ได้รับการบำบัด กลุ่มทดลองได้รับการฝึกทักษะตามขั้นตอนที่วางไว้ได้แก่ การค้นหาความคิดอัตโนมัติทางลบ การตรวจสอบความคิดอัตโนมัติทางลบ และการปรับเปลี่ยน



แผนภาพที่ 1 ปฏิสัมพันธ์ระหว่างวิธีการทดลองกับระยะเวลาการทดลอง

ตารางที่ 1 เปรียบเทียบความแตกต่างรายคู่ของคะแนนเฉลี่ยการกำกับอารมณ์ของกลุ่มทดลอง ก่อนเข้าร่วมโปรแกรมฯ หลังสิ้นสุดโปรแกรมฯ ทันที และระยะติดตามผล 1 และ 3 เดือน

ระยะเวลาการทดลอง		ความต่างของค่าเฉลี่ย	p-value
ก่อนเข้าร่วมโปรแกรม	หลังสิ้นสุดโปรแกรม	-4.89	.00**
	ติดตามผล 1 เดือน	-5.05	.00**
	ติดตามผล 3 เดือน	-5.13	.00**
หลังสิ้นสุดโปรแกรม	ติดตามผล 1 เดือน	-.16	1.00
	ติดตามผล 3 เดือน	-.23	.94
ติดตามผล 1 เดือน	ติดตามผล 3 เดือน	-.07	1.00

* แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ $p < .01$

ความคิดอัตโนมัติทางลบ เพื่อใช้ในการกำกับอารมณ์ ทำให้ได้ฝึกทบทวนและตรวจสอบความคิดอัตโนมัติทางลบที่ส่งผลต่ออารมณ์หงุดหงิด โกรธ หรือไม่พึงพอใจ จนกลุ่มทดลองเข้าใจสาเหตุที่มาของอารมณ์ที่ไม่ดีดังกล่าวและปรับเปลี่ยนความคิดนั้น ทำให้สามารถระงับความรู้สึกหรืออารมณ์เชิงลบที่กำลังจะแสดงออกมาได้ดีขึ้น²³ เป็นผลทำให้สถานการณ์ไม่รุนแรงมากไปกว่าเดิม เพราะกลุ่มทดลองสามารถฝึกและพัฒนาการจัดการกับอารมณ์ด้วยความตั้งใจ และนำไปใช้จัดการกับอารมณ์ได้อย่างเหมาะสมในชีวิตประจำวัน²⁴ ซึ่งเป็นผลมาจากกระบวนการปรับมุมมองความคิดและอารมณ์เชิงลบต่อสถานการณ์ให้กลายเป็นความคิดและอารมณ์เชิงบวก²⁵

โปรแกรมปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมในวัยรุ่นที่มีพฤติกรรมเล่นเกมผิดปกติในการศึกษานี้ส่งผลต่อความสามารถในการกำกับอารมณ์ของวัยรุ่นใกล้เคียงกับการศึกษาของ Zakaria และคณะ²⁶ ที่ศึกษาผลลัพธ์ของการบำบัดด้วยวิธีปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมของกลุ่มวัยรุ่นในประเทศมาเลเซียที่ติดสารเสพติดและมีปัญหาทางด้านอารมณ์ พบว่า วัยรุ่นมีปัญหาทางด้านอารมณ์ลดลง มีการกำกับอารมณ์ที่ดีขึ้นและใช้สารเสพติดน้อยลงหลังได้รับโปรแกรม และใกล้เคียงกับการศึกษาของ Pornnoppadol และคณะ¹⁶ ที่ศึกษาผลของโปรแกรมบำบัดผู้ป่วยวัยรุ่นที่มีภาวะติดเกม อายุระหว่าง 13 - 17 ปี พบว่า หลังได้รับโปรแกรมฯ กลุ่มทดลองมีคะแนนการติดเกมลดลงมากกว่ากลุ่มควบคุม ซึ่งเป็นผลมาจากการปรับเปลี่ยนความคิดและ

พฤติกรรมที่ช่วยปรับเปลี่ยนความคิดที่บิดเบือนและความเชื่อที่ไม่ถูกต้องเกี่ยวกับตนเอง การฝึกควบคุมและกำกับอารมณ์ การฝึกเทคนิคการผ่อนคลายความเครียด แสดงให้เห็นว่าโปรแกรมการปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมมีประสิทธิภาพในการลดอาการผิดปกติร่วม เช่น ปัญหาด้านการกำกับอารมณ์ในผู้ป่วยที่มีภาวะติดเกมได้เป็นอย่างดี¹⁴ ทั้งนี้ การรักษาจำเป็นต้องอาศัยหลายวิธีร่วมกัน และไม่ใช่แค่การบำบัดรักษาที่สถานบริการเพียงอย่างเดียวเท่านั้น แต่ควรให้ความสำคัญในการรักษาอย่างต่อเนื่องที่บ้านด้วย²⁷ อย่างไรก็ตาม การศึกษานี้ยังมีข้อจำกัดเนื่องจากไม่ได้วัดผลลัพธ์ที่การเปลี่ยนพฤติกรรม การติดเกมโดยตรง ดังนั้นการศึกษารั้งต่อไปจึงควรพิจารณาศึกษาผลลัพธ์ในเชิงพฤติกรรมที่อาจเปลี่ยนแปลงด้วย

สรุป

โปรแกรมบำบัดการปรับเปลี่ยนความคิดและพฤติกรรมต่อการกำกับอารมณ์ในวัยรุ่นที่มีความผิดปกติพฤติกรรมเล่นเกมมีประสิทธิภาพมากกว่าการพยาบาลตามปกติ โดยวัยรุ่นติดเกมที่ได้รับการฝึกปรับความคิดอัตโนมัติทางลบที่ทำให้เกิดปัญหาทางด้านอารมณ์สามารถกำกับอารมณ์ได้ดีขึ้น จึงเป็นทางเลือกหนึ่งในการบำบัดวัยรุ่นที่มีพฤติกรรมติดเกมและมีปัญหาการกำกับอารมณ์

กิตติกรรมประกาศ

งานวิจัยนี้ได้รับการสนับสนุนทุนวิจัยจากสำนักงานคณะกรรมการวิจัยแห่งชาติ (วช.)

เอกสารอ้างอิง

- World Health Organization. Inclusion of “gaming disorder” in ICD-11 [Internet]. Geneva: World Health Organization; 2018 [cited 2020 Sep 18]. Available from <https://www.who.int/news/item/14-09-2018-inclusion-of-gaming-disorder-in-icd-11>
- Mihara S, Higuchi S. Cross-sectional and longitudinal epidemiological studies of Internet gaming disorder: a systematic review of the literature. *Psychiatry Clin Neurosci*. 2017;71(7):425-44. doi:10.1111/pcn.12532.
- ชาญวิทย์ พรนภดล, บัณฑิต ศรีไพศาล, กุสุมาวดี คำเกลี้ยง, เสาวนีย์ พัฒนอมร. การพัฒนาแบบทดสอบการติดเกม [The development of game addiction screening test (GAST)]. *วารสารสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย*. 2557;59(1):3-14.
- วรุณา กลกิจโกวินท์, ชัยพร วิศิษฐ์พงศ์อารีย์, พิศาสัน เตชะเกษม, ชาญวิทย์ พรนภดล, บุษบา ศุภวัฒน์ธนบดี. การติดเกมสื่อกอมพิวเตอร์ ปัจจัยเสี่ยงและปัจจัยป้องกันของ เด็กนักเรียนในเขตดุสิต กรุงเทพมหานคร [Computer game addiction: risk and protective factors in students in Dusit district, Bangkok]. *วชิรเวชสาร*. 2558;59(3):1-13.
- ขวัญจิต เพ็งแป้น. การป้องกันปัญหาภาวะสุขภาพของ เด็กติดเกมออนไลน์ [Preventing health problems of childhood addicted to online games]. *วารสารราชานี นวัตกรรมทางวิทยาศาสตร์สุขภาพ*. 2560;1(1):16-30.
- สุภาวดี เจริญวานิช. พฤติกรรมการติดเกม: ผลกระทบและ การป้องกัน [Game addiction behaviors: impacts and preventions]. *วารสารวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี*. 2557;22(6 ฉบับพิเศษ):871-79.
- Fauth-Bühler M, Mann K. Neurobiological correlates of internet gaming disorder: similarities to pathological gambling. *Addict Behav*. 2017;64: 349-56. doi:10.1016/j.addbeh.2015.11.004.
- Dong G, Potenza MN. A cognitive-behavioral model of Internet gaming disorder: theoretical underpinnings and clinical implications. *J Psychiatr Res*. 2014;58:7-11. doi:10.1016/j. jpsychires.2014.07.005.
- Carroll KM, Kiluk BD, Nich C, Babuscio TA, Brewer JA, Potenza MN, et al. Cognitive function and treatment response in a randomized clinical trial of computer-based training in cognitive-behavioral therapy. *Subst Use Misuse*. 2011;46(1): 23-34. doi:10.3109/10826084.2011.521069.
- Newman CF. Cognitive-behavioral therapy for alcohol and other substance use disorders: the beck model in action. *J Cogn Ther*. 2019;12:307-26. doi:10.1007/s41811-019-00051-9.
- Beck AT, Wright FD, Newman CF, Liese BS. Cognitive therapy of substance abuse. New York: Guilford press; 1993.
- ดราวรรณ ต๊ะปิ่นตา. การให้การปรึกษาโดยการปรับ ความคิดและพฤติกรรม [Cognitive behavior counseling]. *วารสารพยาบาลสาร*. 2558;42(ฉบับพิเศษ): 205-13.
- Castagna PJ, Upton SR, Long AC. Cognitive behavior therapy for children with emotion regulation challenges. In Maykel C, Bray MA, editors. Promoting mind-body health in schools: interventions for mental health professionals. Washington: American Psychological Association; 2020. p. 317-33.
- Stevens MWR, King DL, Dorstyn D, Delfabbro PH. Cognitive-behavioral therapy for Internet gaming disorder: a systematic review and meta-analysis. *Clin Psychol Psychother*. 2019;26(2):191-203. doi:10.1002/cpp.2341.
- Torres-Rodríguez A, Griffiths MD, Carbonell X. The treatment of Internet gaming disorder: a brief overview of the PIPATIC program. *Int J Ment Health Addict*. 2018;16(4):1000-15. doi:10.1007/s11469-017-9825-0.
- Pornnoppadol C, Ratta-apha W, Chanpen S, Wattananond S, Dumrongrungruang N, Thongchoi K, et al. A comparative study of psychosocial interventions for internet gaming disorder among adolescents aged 13-17 years. *Int J Ment Health Addict*. 2020;18:932-48. doi:10.1007/s11469-018-9995-4.

17. Gross JJ, John OP. Individual differences in two emotion regulation processes: implications for affect, relationships, and well-being. *J Pers Soc Psychol.* 2003;85(2):348-62. doi:10.1037/0022-3514.85.2.348.
18. van Meijel VB, Gamel C, van Swieten-Duijfjes B, Grypdonck MH. The development of evidence-based nursing interventions: methodological considerations. *J Adv Nurs.* 2004;48(1):84-92. doi:10.1111/j.1365-2648.2004.03171.x.
19. จารุวรรณ ลิ้มไพบูลย์, ปาหนัน พิษยภิญโญ, สุรินทร์ กลัมพากร. ผลของโปรแกรมลดพฤติกรรมก้าวร้าวในวัยรุ่นตอนต้น [Effect of prevention program on aggressive behavior of early adolescents]. *วารสารสุขภาพจิตแห่งประเทศไทย.* 2554;19(1):160-70.
20. ณัฏฐ์ลิณ คุ่มรอด. ผลของโปรแกรมการกำกับอารมณ์ต่ออาการซึมเศร้าในผู้ป่วยโรคซึมเศร้า [The effect of the emotion regulation program on depressive symptoms of patients with depressive disorder] [วิทยานิพนธ์ปริญญาโท]. กรุงเทพฯ: คณะพยาบาลศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย; 2558.
21. Hollon SD, Kendall PC. Cognitive self-statements in depression: development of an automatic thoughts questionnaire. *Cogn Ther Res.* 1980;4(4):383-95. doi:10.1007/BF01178214.
22. ลัดดา แสนสีหา. ความซึมเศร้าและความคิดอัตโนมัติในทางลบของวัยรุ่นตอนปลาย [Depression and negative automatic thoughts of late adolescents] [วิทยานิพนธ์ปริญญาโท]. เชียงใหม่: บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเชียงใหม่; 2536.
23. ศิริไชย หงษ์สงวนศรี, พนม เกตุมาน. Game addiction: the crisis and solution [อินเทอร์เน็ต]. กรุงเทพฯ: คณะแพทยศาสตร์โรงพยาบาลรามาธิบดี มหาวิทยาลัยมหิดล; 2549 [สืบค้นเมื่อวันที่ 4 ก.ย. 2563]. จาก: <https://med.mahidol.ac.th/ramamentalandpsychiatristknowledge/childpsychiatrist/06112015-1432>
24. Mauss IB, Bunge SA, Gross JJ. Automatic emotion regulation. *Soc Personal Psychol Compass.* 2007;1(1):146-67. doi:10.1111/j.1751-9004.2007.00005.x.
25. พรพิมล พรหมนัส. ผลของโปรแกรมการกำกับอารมณ์ต่อความสามารถทางอารมณ์และสังคมของเด็กที่มาจากครอบครัวหย่าร้าง [The effects of an emotion regulation program on the social and emotional competency of children from divorced families] [วิทยานิพนธ์ปริญญาโท]. กรุงเทพฯ: คณะพยาบาลศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์; 2561.
26. Zakaria S, Sasagawa S, Essau CA. Exploring the impact of a transdiagnostic cognitive behavioural therapy-based intervention on a group of Malaysian adolescents with problematic drug use and emotional problems. *Addict Behav Rep.* 2021;14:100381. doi:10.1016/j.abrep.2021.100381.
27. Henggeler SW, Sheidow AJ. Empirically supported family-based treatments for conduct disorder and delinquency in adolescents. *J Marital Fam Ther.* 2012;38(1):30-58. doi:10.1111/j.1752-0606.2011.00244.x.

นิพนธ์ต้นฉบับ

คุณสมบัติการวัดทางจิตวิทยาของมาตรวัดการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์ สำหรับผู้ใหญ่วัยทำงาน

วันรับ : 20 สิงหาคม 2564

วันแก้ไข : 27 มกราคม 2565

วันตอบรับ : 28 มกราคม 2565

ปริยานุช วุฒิ ชูประดิษฐ์, ปร.ด., สุภัทร ชูประดิษฐ์, ศษ.ด.,

ชูชัย สมितिไกร, ปร.ด.

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ : เพื่อบรรยายคุณสมบัติการวัดทางจิตวิทยาของมาตรวัดการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์สำหรับผู้ใหญ่วัยทำงาน

วิธีการ : พัฒนาแบบวัดการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์สำหรับผู้ใหญ่วัยทำงาน คำนวณค่าดัชนีความตรงเชิงเนื้อหาจากความเห็นของผู้เชี่ยวชาญ 5 คน ทดลองใช้แบบวัดกับกลุ่มตัวอย่างผู้ใหญ่วัยทำงาน จำนวน 42 คน เพื่อตรวจสอบความเชื่อมั่นด้วยการหาค่าสัมประสิทธิ์แอลฟาของครอนบาค และอำนาจจำแนกด้วยการหาค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของเพียร์สัน และตรวจสอบความตรงเชิงโครงสร้างด้วยการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยันกับกลุ่มตัวอย่างผู้ใหญ่วัยทำงาน จำนวน 425 คน

ผล : ความตรงเชิงเนื้อหาซึ่งพิจารณาจากดัชนีความสอดคล้อง (IOC) มีค่าอยู่ระหว่าง 0.60 - 1.00 ความเชื่อมั่นทั้งฉบับมีค่าสัมประสิทธิ์แอลฟาเท่ากับ 0.972 และอำนาจจำแนกมีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของเพียร์สันอยู่ระหว่าง 0.201 - 0.865 การตรวจสอบความตรงเชิงโครงสร้างด้วยการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยันพบว่า แบบวัดมีความสอดคล้องกลมกลืนกับข้อมูลเชิงประจักษ์ โดยพิจารณาจากค่าสถิติ ($\chi^2 = 906.906$, $df = 841$, $\chi^2/df = 1.078$, $p = .0567$, $CFI = 0.996$, $TLI = 0.995$, $RMSEA = 0.014$ และ $SRMR = 0.036$) ซึ่งน้ำหนักองค์ประกอบลำดับขั้นที่ 1 (β) มีค่าระหว่าง 0.483 - 0.895 และน้ำหนักองค์ประกอบลำดับขั้นที่ 2 (β) มีค่าระหว่าง 0.748 - 0.958

สรุป : แบบวัดการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์สำหรับผู้ใหญ่วัยทำงานมีความตรงเชิงโครงสร้าง อย่างไรก็ตามควรทดสอบความไวและความจำเพาะของเครื่องมือ เพื่อความเหมาะสมสำหรับเป็นเครื่องมือประเมินทางคลินิก

คำสำคัญ : การเสพติด การเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์ เครื่องมือวัดทางจิตวิทยา

ติดต่อผู้นิพนธ์ : ปริยานุช วุฒิ ชูประดิษฐ์; e-mail: priyanut.w@cmu.ac.th

Original article

Psychometric Properties of the Online Shopping Addiction Scale for Working Age Adult (OSAS-A)

Received : 20 August 2021

Revised : 27 January 2022

Accepted : 28 January 2022

Priyanut Wutti Chupradit, Ph.D., Supat Chupradit, Ph.D.,

Chuchai Smithikrai, Ph.D.

Chiang Mai University

Abstract

Objective: To describe psychometric properties of the online shopping addiction scale for working age adults (OSAS-A).

Methods: The OSAS-A was developed and assessed for content validity using item objective congruence (IOC) by five experts. The instrument was administered to 42 working age adults to assess for reliability using Cronbach's alpha coefficient and item discrimination using Pearson product - moment correlation coefficient. Next, construct validity test by using confirmatory factor analysis (CFA) was conducted among 425 working age adults.

Results: The content validity (IOC) of each item was in the range of 0.66 - 1.00. The whole questionnaire had the alpha coefficient of 0.972. The discrimination power using the Pearson correlation coefficient of each item was in the range of 0.201 - 0.865. Construct validity test by using CFA revealed that the model of measuring online shopping addiction among working age adults was in line with the empirical data, considering the statistical values ($\chi^2 = 906.906$; $df = 841$; $\chi^2/df = 1.078$; $p = .0567$; $CFI = 0.996$; $TLI = 0.995$; $RMSEA = 0.014$ and $SRMR = 0.036$). In CFA, the factor loadings of the first order (β) were between 0.483 - 0.895, whereas the factor loadings of the second order (β) were between 0.748 - 0.958.

Conclusion: The OSAS-A has acceptable construct validity. However, the sensitivity and specificity of the instrument should be tested before application in clinical settings.

Keywords: addiction, online shopping addiction, psychometric instrument

Corresponding author: Priyanut Wutti Chupradit; e-mail: priyanut.w@cmu.ac.th

ความรู้เดิม : ปัจจุบันยังไม่มีมาตรวัดการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์สำหรับคนไทย

ความรู้ใหม่ : แบบวัดการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์สำหรับผู้ใหญ่วัยทำงานมีความตรงเชิงโครงสร้าง

ประโยชน์ที่จะนำไปใช้ : แบบวัดการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์สำหรับผู้ใหญ่วัยทำงาน สามารถนำไปพัฒนาต่อเนื่องเพื่อใช้ในการประเมินเพื่อการบำบัดทางคลินิกหรือใช้เป็นเครื่องมือในงานวิจัยได้

บทนำ

เกณฑ์การวินิจฉัยตามคู่มือการวินิจฉัยและสถิติสำหรับความผิดปกติทางจิตฉบับที่ 5 (diagnostic and statistical manual of mental disorders, fifth edition; DSM-5) ซึ่งเป็นเกณฑ์การวินิจฉัยความผิดปกติทางจิตที่จัดทำโดยสมาคมจิตแพทย์อเมริกัน (American Psychiatric Association) ได้ปรับปรุงการจัดความผิดปกติเกี่ยวกับการใช้สารเสพติดและพฤติกรรมเสพติดให้อยู่ในกลุ่ม substance-related and addictive disorders โดยรวมการติดทางพฤติกรรมเพียงชนิดเดียว คือ การติดการพนัน (pathological gambling) มาอยู่ในบทเดียวกันภายใต้ชื่อ gambling disorder เนื่องจากพบร่วมกับการติดสารเสพติดได้สูง อีกทั้งยังมีความผิดปกติของการทำงานของสมองและรูปแบบการบำบัดรักษาที่คล้ายคลึงกัน ส่วนการติดทางพฤติกรรมในรูปแบบอื่น เช่น การติดเกมทางอินเทอร์เน็ตและการติโซเซียลมีเดีย ยังไม่ได้ถูกจัดในหมวดหมู่การเสพติดนี้ แต่ให้อยู่ในหมวดโรค section 3 ซึ่งยังไม่ใช่โรคทางจิตเวชอย่างเป็นทางการ แต่เป็นปัญหาที่ต้องศึกษาวิจัยทางคลินิกเพิ่มเติม¹

ที่ผ่านมาได้มีการศึกษาที่กล่าวถึงการใช้อินเทอร์เน็ตและอินเทอร์เน็ตที่มากเกินไปจนเกิดเป็นปัญหาการเสพติดอินเทอร์เน็ต (internet addiction) ซึ่งก่อให้เกิดผลกระทบด้านลบทั้งในด้านสุขภาพร่างกาย อารมณ์ พฤติกรรมสัมพันธ์ทางสังคมกับบุคคลอื่น และหน้าที่ความรับผิดชอบพบรายงานทั้งในกลุ่มผู้ใหญ่และในกลุ่มเด็กและเยาวชน โดยเป็นการเสพติดทางพฤติกรรมและจิตใจของผู้ใช้

อินเทอร์เน็ต มีลักษณะหมกมุ่นกับการใช้อินเทอร์เน็ตมากเกินไป ไม่สามารถควบคุมการใช้ให้อยู่ในระยะเวลาที่กำหนด ใช้เวลากับอินเทอร์เน็ตเป็นเวลานานและเพิ่มเวลามากขึ้นเรื่อย ๆ เมื่อถูกขอให้เลิกหรือหยุดจะต่อต้านหรือมีปฏิกิริยาหงุดหงิดไม่พอใจอย่างรุนแรง จนส่งผลกระทบต่อสุขภาพร่างกาย เสียหน้าที่ความรับผิดชอบ เสียสัมพันธภาพกับผู้อื่น ละเลยการเข้าสังคม และอาจส่งผลให้เกิดปัญหาพฤติกรรมอื่น ๆ เช่น ก้าวร้าว โกหก ลักขโมย ดื้อ และต่อต้านคู่มือ DSM-5 เรียกปัญหาการเสพติดอินเทอร์เน็ตว่าการเสพติดอินเทอร์เน็ตและเกม (internet gaming disorder) สามารถแบ่งเป็นกลุ่มใหญ่ ๆ ได้ 6 กลุ่ม ตามลักษณะกิจกรรมการใช้งานและสิ่งที่ผู้เสพติดอินเทอร์เน็ตมักจะติด ได้แก่ การติดเกมออนไลน์ (online gaming addiction) การติดสื่อสังคมออนไลน์ (online social media or blogging addiction) การติดซื้อขายสินค้าออนไลน์ (online shopping addiction) การติดเว็บไซต์ลามกออนไลน์ (cybersex or online pornography addiction) การติดค้นหาข้อมูลหรือเล่นอินเทอร์เน็ต (information searching or general Internet surfing) และการติดชมภาพยนตร์/การ์ตูน/คลิปวิดีโอ (clip video watching)²⁻⁴

การเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์ คือ แนวโน้มพฤติกรรมของบุคคลที่เกี่ยวกับการซื้อสินค้าออนไลน์ที่มากเกินไปจนเป็นการหมกมุ่น โดยมีแรงจูงใจจนไม่สามารถควบคุมตนเองได้ และมีการใช้เวลาและความพยายามในการซื้อสินค้าออนไลน์อย่างมาก จนส่งผลกระทบต่อการดำเนินชีวิตในด้านอื่น ตลอดจนเกิดปัญหาทางเศรษฐกิจ สังคม และอารมณ์⁵⁻⁷ การสำรวจพฤติกรรมซื้อสินค้าออนไลน์ของผู้ใช้อินเทอร์เน็ตชาวไทยในปี พ.ศ. 2561 พบว่า พฤติกรรมการซื้อสินค้าออนไลน์ของคนไทยมีความแตกต่างจากแนวโน้มของโลก โดยคนส่วนใหญ่ในโลกมักซื้อสินค้าผ่านทางคอมพิวเตอร์ตั้งโต๊ะ ในขณะที่คนไทยมักใช้สมาร์ทโฟนเพื่อซื้อสินค้าออนไลน์ โดยใช้จ่ายถึง 1,500 บาทต่อเดือน ซึ่งสูงกว่าการซื้อสินค้าผ่านทางคอมพิวเตอร์ตั้งโต๊ะที่มีการใช้จ่ายเฉลี่ย 1,350 บาทต่อเดือน และยังพบว่า ประชากรวัยผู้ใหญ่ (25 - 54 ปี) เป็นกลุ่มที่มีพฤติกรรมซื้อสินค้าออนไลน์มากที่สุด คิดเป็นร้อยละ 79⁸

ปัจจุบันในต่างประเทศมีการพัฒนาเครื่องมือวัดทางจิตวิทยาในการวัดพฤติกรรมการติดการซื้อสินค้าออนไลน์หลายฉบับ^{5-7,9,10} อย่างไรก็ตาม ยังไม่พบว่าในประเทศไทยมีการพัฒนามาตรวัดการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์ โดยเฉพาะประชากรในผู้ใหญ่วัยทำงานที่มีพฤติกรรมและแนวโน้มการซื้อสินค้าออนไลน์สูงอย่างต่อเนื่อง และในภาคธุรกิจการซื้อสินค้าออนไลน์ทำได้โดยง่ายและขยายตัวมากยิ่งขึ้น การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อบรรยายกระบวนการพัฒนาเครื่องมือและคุณสมบัติการวัดทางจิตวิทยาของมาตรวัดการเสพติดการซื้อสินค้าออนไลน์ของผู้ใหญ่วัยทำงาน (online shopping addiction scale for working age adult; OSAS-A)

วิธีการ

เป็นการวิจัยเพื่อสร้างโมเดลการวัดพฤติกรรมเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์ แบ่งเป็น 2 ระยะ ได้แก่ ระยะที่ 1 การศึกษาพฤติกรรมและสาเหตุของการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์ และระยะที่ 2 การทดสอบโมเดลการวัดพฤติกรรมการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์สำหรับผู้ใหญ่วัยทำงาน มีรายละเอียดดังนี้

ระยะที่ 1 การศึกษาพฤติกรรมและสาเหตุของการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์ เป็นการวิจัยเชิงคุณภาพ ประกอบด้วย การทบทวนรายงานการวิจัยที่เกี่ยวกับพฤติกรรมการซื้อสินค้าออนไลน์หรือแบบวัดพฤติกรรมการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์จำนวน 6 เรื่อง ที่ได้รับการตีพิมพ์ตั้งแต่ พ.ศ. 2552 ถึง พ.ศ. 2562^{5-7,9,11} และการสัมภาษณ์ผู้ให้ข้อมูลสำคัญ 3 กลุ่ม จำนวน 17 คน ได้แก่ ผู้ประกอบการร้านค้าออนไลน์นักวิชาการด้านจิตวิทยาและพฤติกรรมศาสตร์ และกลุ่มตัวอย่างวัยทำงานที่มีพฤติกรรมการซื้อสินค้าออนไลน์ จากการเลือกแบบเจาะจง (purposive sampling) หรือการเลือกแบบบอกต่อ (snowball sampling) เพื่อสัมภาษณ์เชิงลึกเกี่ยวกับพฤติกรรมและปัจจัยเชิงสาเหตุของพฤติกรรมการซื้อสินค้าออนไลน์

เครื่องมือที่ใช้ในการวิจัยระยะที่ 1 ได้แก่ 1) แบบบันทึกผลการสกัดข้อมูล (data extraction form) เพื่อใช้ในการลงบันทึกข้อมูลจากงานวิจัยหรือบทความที่คัดเลือกเพื่อทบทวนงานวิจัยอย่างเป็นระบบ และ 2) แบบสัมภาษณ์ แบ่งเป็น

3 ส่วน ได้แก่ ข้อมูลทั่วไปของผู้ให้ข้อมูลสำคัญ คำถามสัมภาษณ์เพื่อหาตัวชี้วัดและองค์ประกอบพฤติกรรมการซื้อสินค้าออนไลน์ และคำถามเพื่อค้นหาปัจจัยเชิงสาเหตุของพฤติกรรมการซื้อสินค้าออนไลน์

ขั้นตอนการรวบรวมข้อมูล 1) สืบค้นและคัดเลือกรายงานวิจัยที่เกี่ยวข้องตามคุณสมบัติที่กำหนด สกัดข้อมูลที่เกี่ยวข้องกับวัตถุประสงค์การวิจัย และบันทึกในแบบบันทึกผลการสกัดข้อมูล 2) สัมภาษณ์ผู้ให้ข้อมูลสำคัญ 3 กลุ่ม เกี่ยวกับพฤติกรรมการซื้อสินค้าออนไลน์วัยทำงานและปัจจัยเชิงสาเหตุของพฤติกรรมการซื้อสินค้าออนไลน์ และถอดคำสัมภาษณ์ และ 3) นำข้อมูลจากการทบทวนงานวิจัยอย่างเป็นระบบและการสัมภาษณ์เชิงลึกมาวิเคราะห์ และสังเคราะห์เป็นองค์ประกอบและตัวชี้วัดพฤติกรรมการซื้อสินค้าออนไลน์

การวิเคราะห์ข้อมูลการวิจัยระยะที่ 1 ใช้การวิเคราะห์สรุปเชิงเนื้อหา (narrative summary) และวิเคราะห์ความน่าเชื่อถือของข้อมูลโดยใช้เทคนิคสามเส้าใน 1 ลักษณะ คือ ต่างแหล่งข้อมูล (triangulation of sources)¹²

ระยะที่ 2 การทดสอบโมเดลการวัดพฤติกรรมการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์สำหรับผู้ใหญ่วัยทำงาน เป็นการวิจัยเชิงปริมาณ แบ่งเป็น 2 ขั้นตอน ได้แก่ 1) ขั้นตอนการพัฒนาแบบวัด และ 2) ขั้นตอนการทดสอบความตรงเชิงโครงสร้างของแบบวัด

ในขั้นตอนการพัฒนาแบบวัด กลุ่มตัวอย่าง คือ ผู้ใหญ่วัยทำงานในภาคเหนือจำนวน 42 คน ใช้การเลือกแบบเฉพาะเจาะจงตามเกณฑ์การคัดเลือก ได้แก่ 1) ผู้ใหญ่วัยทำงานที่มีงานประจำทำรายวันหรือรายเดือน 2) อายุระหว่าง 22 - 60 ปี 3) สามารถอ่านภาษาไทยและตอบคำถามในแบบสอบถามได้ และ 4) มีประสบการณ์ในการซื้อสินค้าออนไลน์ เกณฑ์การคัดออก ได้แก่ 1) ไม่มีสติสัมปชัญญะสมบูรณ์ หรือไม่สามารถรับรู้ บุคคล วัน เวลา และสถานที่ ทั้งก่อนและระหว่างการตอบแบบวัด และ 2) มีข้อจำกัดในการให้เวลาแก่ผู้วิจัยเพื่อเข้าพบอธิบายคำชี้แจงการเข้าร่วมงานวิจัยหรือตอบแบบวัดตามระยะเวลาที่กำหนด ตรวจสอบ

ความตรงเชิงเนื้อหา (content validity) ของแบบวัดที่พัฒนาขึ้นด้วยดัชนีความสอดคล้อง (item objective congruence; IOC) โดยผู้เชี่ยวชาญจำนวน 5 คน โดยแต่ละข้อควรมีค่าดัชนีความสอดคล้องตั้งแต่ 0.50¹³ วิเคราะห์ค่าความเชื่อมั่น (reliability) ของแบบวัดทั้งฉบับและรายองค์ประกอบด้วยค่าสัมประสิทธิ์แอลฟาของครอนบาค (Cronbach's alpha coefficient) โดยแต่ละองค์ประกอบควรมีค่ามากกว่า 0.70¹³ และทดสอบค่าอำนาจจำแนก (discrimination power) จากค่าความสัมพันธ์รายข้อกับคะแนนรวม (item - total correlation) โดยแต่ละข้อควรมีค่า 0.20 ขึ้นไป¹³

สำหรับการทดสอบความตรงเชิงโครงสร้างของแบบวัด (construct validity) กลุ่มตัวอย่าง คือ ผู้ใหญ่วัยทำงานจากภูมิภาคต่าง ๆ ในประเทศไทย กำหนดขนาดกลุ่มตัวอย่าง 425 คน ตามแนวคิดของ Hair และคณะ¹⁴ ที่เสนอขนาดกลุ่มตัวอย่างในการวิเคราะห์โมเดลสมการโครงสร้างเชิงเส้นไว้ที่ 150 - 400 หน่วย ใช้การสุ่มตัวอย่างแบบแบ่งชั้น (stratified random sampling) โดยแบ่งตามจำนวนของผู้มีงานทำทั้งประเทศ ของสำนักงานสถิติแห่งชาติ¹⁵ จำนวน 4 ภาค ประกอบไปด้วย ภาคเหนือ จำนวน 70 คน ภาคกลาง จำนวน 195 คน ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ จำนวน 103 คน และภาคใต้ จำนวน 57 คน จากนั้นสุ่มกลุ่มตัวอย่างเป็นรายบุคคล ใช้การเลือกแบบเจาะจงตามเกณฑ์การคัดเข้าและคัดออกเช่นเดียวกันกับขั้นตอนการพัฒนาแบบวัด โดยผู้วิจัยประสานงานผู้ช่วยวิจัยในแต่ละพื้นที่ และติดโปสเตอร์ประชาสัมพันธ์เชิญชวนเข้าร่วมโครงการวิจัยผ่านการ

สแกน QR code เพื่อให้ได้อาสาสมัครที่มีความยินยอมสมัครใจ จากนั้นผู้วิจัยจะดำเนินการเชิญกลุ่มตัวอย่าง ดังนี้ ผู้วิจัยแนะนำตนเอง อธิบายวัตถุประสงค์ขั้นตอนการรวบรวมข้อมูลของการวิจัยและขั้นตอนของการพิทักษ์สิทธิ์การทำวิจัยแก่กลุ่มตัวอย่าง โดยให้เวลาแก่กลุ่มตัวอย่างในการตัดสินใจในการเข้าร่วมการวิจัยไม่น้อยกว่า 24 ชั่วโมง^{16,17} เมื่อกลุ่มตัวอย่างตกลงเข้าร่วมการวิจัยและเซ็นยินยอมเข้าร่วมในการวิจัย ผู้วิจัยจึงส่งมอบแบบวัดให้กลุ่มตัวอย่างตอบจนกว่าจะได้กลุ่มตัวอย่างที่มีจำนวนเพียงพอในงานวิจัย และคัดเลือกแบบวัดที่มีข้อมูลสมบูรณ์มาใช้ในการวิเคราะห์

การวิเคราะห์ข้อมูล ใช้สถิติเชิงพรรณนาอธิบายข้อมูลทั่วไปของกลุ่มตัวอย่าง และตรวจสอบตัวแปรสังเกตได้เพื่อนำข้อมูลสู่การตรวจสอบความตรงเชิงโครงสร้างต่อไป สำหรับสถิติอ้างอิง ได้แก่ 1) ดัชนีความสอดคล้อง (IOC) เพื่อหาความตรงเชิงเนื้อหา 2) สัมประสิทธิ์แอลฟาของครอนบาคเพื่อตรวจสอบความเชื่อมั่น 3) สหสัมพันธ์ของเพียร์สัน (Pearson product - moment correlation coefficient) เพื่อตรวจสอบค่าอำนาจจำแนก (discrimination power) และค่าความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรสังเกตได้ และ 4) การวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน (confirmatory factor analysis; CFA) เพื่อตรวจสอบความตรงเชิงโครงสร้างโดยพิจารณาจากค่าสถิติวัดระดับความกลมกลืน¹⁸⁻²³ ดังตารางที่ 1

การศึกษานี้ได้รับการรับรองจากคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยในมนุษย์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ หนังสือรับรองเลขที่ CMUREC No. 62/160 รับรองวันที่ 17 มีนาคม 2563

ตารางที่ 1 ค่าสถิติวัดระดับความกลมกลืน

สถิติที่ใช้ในการตรวจสอบค่าความสอดคล้อง	เกณฑ์
Chi-square test (χ^2)	ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ($p > .05$)
Chi-square test (χ^2) / df	ไม่เกิน 2
Tucker Lewis index (TLI)	มากกว่าหรือเท่ากับ .90
Comparative Fit index (CFI)	มากกว่าหรือเท่ากับ .90
Root Mean Square of Approximation (RMSEA)	น้อยกว่าหรือเท่ากับ .05
Standardized Root Mean Square Residual (SRMR)	น้อยกว่า .05

ผล

จากการศึกษาพฤติกรรมและสาเหตุของการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์ด้วยการทบทวนเอกสารงานวิจัยและการสัมภาษณ์เชิงลึกกับผู้ที่เกี่ยวข้องกับการซื้อสินค้าออนไลน์ พัฒนาเป็นแบบวัดพฤติกรรมการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์ สำหรับผู้ใหญ่ทำงาน วิเคราะห์เนื้อหาได้ 8 องค์ประกอบ ได้แก่ การให้ความสำคัญ (salience) การใช้ที่นานขึ้นเรื่อย ๆ (tolerance) การเปลี่ยนแปลงทางอารมณ์ (mood modification) การขัดแย้ง (conflict) การกลับคืนสู่สภาพเดิม (relapse) การเลิกหรือหยุดใช้ (withdrawal) ปัญหา (problems) และการสูญเสียการควบคุม (loss of control) แต่ละองค์ประกอบมีข้อคำถาม 6 ข้อ รวมทั้งสิ้น 48 ข้อ แต่ละข้อเป็นการประเมินพฤติกรรมการซื้อสินค้าออนไลน์ของตนเอง 5 ระดับ ได้แก่ “ไม่เห็นด้วยเป็นอย่างยิ่ง” (0 คะแนน) “ไม่เห็นด้วย” (1 คะแนน) “ไม่แน่ใจ” (2 คะแนน) “เห็นด้วย” (3 คะแนน) และ “เห็นด้วยเป็นอย่างยิ่ง” (4 คะแนน) มีคะแนนรวมตั้งแต่ 0 ถึง 192 คะแนน การตรวจสอบความตรงเชิงเนื้อหาโดยผู้เชี่ยวชาญพบว่า ข้อคำถามทั้งหมดมีค่า IOC อยู่ระหว่าง 0.60 - 1.00 ทั้งนี้ ข้อคำถามบางข้อได้มีการปรับภาษา และการเรียบเรียงประโยคตามคำแนะนำจากผู้ทรงคุณวุฒิเพื่อให้ผู้ถูกวัดเข้าใจข้อคำถามมากขึ้น การตรวจสอบความเชื่อมั่นพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์แอลฟาของแบบวัดทั้งฉบับเท่ากับ 0.972 และค่าสัมประสิทธิ์แอลฟารายองค์ประกอบ มีดังนี้ การให้ความสำคัญ เท่ากับ 0.897 การใช้ที่นานขึ้นเรื่อย ๆ เท่ากับ 0.865 การเปลี่ยนแปลงทางอารมณ์ เท่ากับ 0.914 การขัดแย้ง เท่ากับ 0.917 การกลับคืนสู่สภาพเดิม เท่ากับ 0.903 การเลิกหรือหยุดใช้ เท่ากับ 0.859 ปัญหา เท่ากับ 0.817 และการสูญเสียการควบคุม เท่ากับ 0.912 เมื่อทดสอบค่าอำนาจจำแนกจากค่าความสัมพันธ์รายข้อกับคะแนนรวมพบว่า ข้อคำถามทั้งหมดมีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของเพียร์สันอยู่ระหว่าง 0.201 - 0.865

ในขั้นการทดสอบความตรงเชิงโครงสร้าง ผู้วิจัยได้แจกแบบวัดไปจำนวน 450 ชุด โดยแบบวัดที่ได้รับกลับคืนมา และมีข้อมูลสมบูรณ์มีจำนวน 425 ชุด คิดเป็นร้อยละ 94.4

กลุ่มตัวอย่างเป็นเพศหญิง ร้อยละ 72.9 และเพศชาย ร้อยละ 27.1 อายุเฉลี่ย 34.5 ปี ส่วนใหญ่จบการศึกษาในระดับปริญญาตรี (ร้อยละ 74.4) มีสถานภาพโสด คิดเป็นร้อยละ 52.0 เป็นพนักงานเอกชน ร้อยละ 34.6 และมีรายได้ต่อเดือน 15,001 - 25,000 บาท ร้อยละ 36.7 การสำรวจพฤติกรรม การซื้อสินค้าออนไลน์ของกลุ่มตัวอย่าง พบว่า กลุ่มตัวอย่างส่วนใหญ่เริ่มต้นจากอยากซื้อสินค้าเอง (ร้อยละ 78.8) โดยมีความถี่ 1 - 2 ครั้ง ต่อสัปดาห์ (ร้อยละ 82.1) ช่วงเวลาในการซื้อสินค้าออนไลน์ ส่วนใหญ่อยู่ในช่วงวันจันทร์ถึงวันศุกร์ มีการใช้เวลาน้อยกว่า 1 ชั่วโมงต่อครั้ง มีใช้เงินในการซื้อสินค้าแต่ละครั้ง ต่ำกว่า 1,000 บาท (ร้อยละ 64.2) มีการใช้เงินแต่ละเดือน 1,001 - 3,000 บาท (ร้อยละ 41.9) ซึ่งซื้อสินค้าผ่านเว็บไซต์ห้างสรรพสินค้าออนไลน์ เช่น Lazada และ Shopee มากที่สุด ในสินค้าประเภทแฟชั่นผู้หญิง (ร้อยละ 56.7)

การตรวจสอบแจกแจงของตัวแปรสังเกตได้ที่ใช้ในการศึกษา พบว่า มีค่าเฉลี่ยอยู่ระหว่าง 0.90 - 2.49 เมื่อทำการตรวจสอบการกระจายของข้อมูลด้วยการพิจารณาค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานพบว่า มีค่าอยู่ระหว่าง .965 - 1.228 ค่าความเบ้ (Sk) ของตัวแปรพบว่า ตัวแปรสังเกตได้ส่วนใหญ่มีค่าความเบ้เป็นบวกและมีค่าน้อยกว่า 1 ค่าความโด่ง (Ku) ของตัวแปรมีค่าความโด่งทางบวกและทางลบไม่เกิน 3 อยู่ระหว่าง -1.012 - .546 ซึ่งถือว่าเป็นค่าที่อยู่ในเกณฑ์ที่ยอมรับได้²³ สำหรับค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เพียร์สันระหว่างตัวแปรสังเกตได้ส่วนใหญ่มีความสัมพันธ์ทางบวกอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ .01 โดยมีค่าระหว่าง 0.131 - 0.869 และค่า Bartlett's test of sphericity เท่ากับ 17530.295 โดยค่า chi-square มีนัยสำคัญทางสถิติที่ .01 ($p < .01$) และค่าดัชนี Kaiser-Meyer-Olkin measure of sampling adequacy (KMO) เท่ากับ 0.968 หมายความว่า ข้อมูลมีความเหมาะสมสำหรับการวิเคราะห์องค์ประกอบระดับมาก¹³

การวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยันเพื่อทดสอบความตรงเชิงโครงสร้างของแบบวัดพบว่า น้ำหนักองค์ประกอบ

ตารางที่ 2 ผลการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยันของแบบวัดการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์

องค์ประกอบ	ตัวแปรสังเกตได้	น้ำหนักองค์ประกอบ					R ²
		B	B	SE	Z	p-value	
การวิเคราะห์องค์ประกอบอันดับ 1							
SL	sl1	1.000	0.734	0.025	28.946	.000	0.539
	sl2	0.938	0.781	0.021	36.431	.000	0.610
	sl3	0.837	0.579	0.035	16.405	.000	0.336
	sl4	1.017	0.830	0.018	46.815	.000	0.689
	sl5	1.022	0.845	0.017	48.449	.000	0.714
	sl6	1.000	0.825	0.019	42.877	.000	0.681
TL	tl1	1.000	0.763	0.024	32.185	.000	0.582
	tl2	0.831	0.673	0.030	22.788	.000	0.453
	tl3	0.887	0.671	0.030	22.574	.000	0.450
	tl4	0.619	0.483	0.040	12.091	.000	0.233
	tl5	0.901	0.756	0.024	31.467	.000	0.572
	tl6	0.974	0.792	0.022	36.099	.000	0.627
MM	mm1	1.000	0.748	0.024	31.495	.000	0.560
	mm2	1.128	0.807	0.020	40.525	.000	0.652
	mm3	0.994	0.749	0.024	30.660	.000	0.561
	mm4	1.239	0.887	0.014	61.236	.000	0.786
	mm5	1.269	0.879	0.015	58.711	.000	0.773
	mm6	0.654	0.488	0.041	11.955	.000	0.238
CF	cf1	1.000	0.733	0.026	27.717	.000	0.538
	cf2	0.971	0.713	0.026	27.142	.000	0.509
	cf3	0.944	0.722	0.026	27.925	.000	0.522
	cf4	0.933	0.761	0.023	33.626	.000	0.579
	cf5	0.948	0.727	0.025	28.640	.000	0.528
	cf6	1.007	0.814	0.021	39.152	.000	0.663
RL	rl1	1.000	0.793	0.020	40.527	.000	0.629
	rl2	1.073	0.883	0.013	66.039	.000	0.780
	rl3	1.091	0.895	0.012	72.842	.000	0.802
	rl4	0.995	0.805	0.019	42.257	.000	0.648
	rl5	0.936	0.798	0.020	40.205	.000	0.636
	rl6	1.025	0.832	0.017	49.448	.000	0.693
WD	wd1	1.000	0.735	0.025	29.668	.000	0.540
	wd2	0.959	0.735	0.025	29.849	.000	0.540
	wd3	1.007	0.835	0.017	48.470	.000	0.697
	wd4	0.934	0.787	0.021	36.675	.000	0.620
	wd5	0.894	0.813	0.020	40.952	.000	0.661
	wd6	0.930	0.801	0.020	40.661	.000	0.642
PB	pb1	1.000	0.571	0.035	16.131	.000	0.326
	pb2	1.010	0.709	0.027	25.968	.000	0.502

ตารางที่ 2 ผลการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยันของแบบวัดการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์ (ต่อ)

องค์ประกอบ	ตัวแปร สังเกตได้	น้ำหนักองค์ประกอบ					R ²
		B	B	SE	Z	p-value	
PB	pb3	1.046	0.655	0.031	20.789	.000	0.429
	pb4	1.219	0.738	0.026	28.685	.000	0.545
	pb5	1.035	0.746	0.024	30.547	.000	0.557
	pb6	0.972	0.684	0.029	23.827	.000	0.468
LC	lc1	1.000	0.828	0.018	45.849	.000	0.685
	lc2	0.970	0.777	0.023	33.717	.000	0.603
	lc3	0.950	0.794	0.021	38.190	.000	0.631
	lc4	0.852	0.681	0.029	23.738	.000	0.464
	lc5	0.990	0.810	0.020	40.617	.000	0.656
	lc6	1.080	0.826	0.019	44.436	.000	0.682
การวิเคราะห์องค์ประกอบอันดับ 2							
OSAS-A	SL	1.000	.827	.020	41.876	.000	.684
	TL	1.084	.872	.020	43.653	.000	.761
	MM	.903	.748	.026	28.765	.000	.560
	CF	1.151	.958	.014	66.254	.000	.918
	RL	1.253	.930	.011	86.199	.000	.866
	WD	1.194	.921	.012	76.803	.000	.848
	PB	.939	.900	.018	50.381	.000	.810
	LC	1.209	.895	.016	55.007	.000	.800

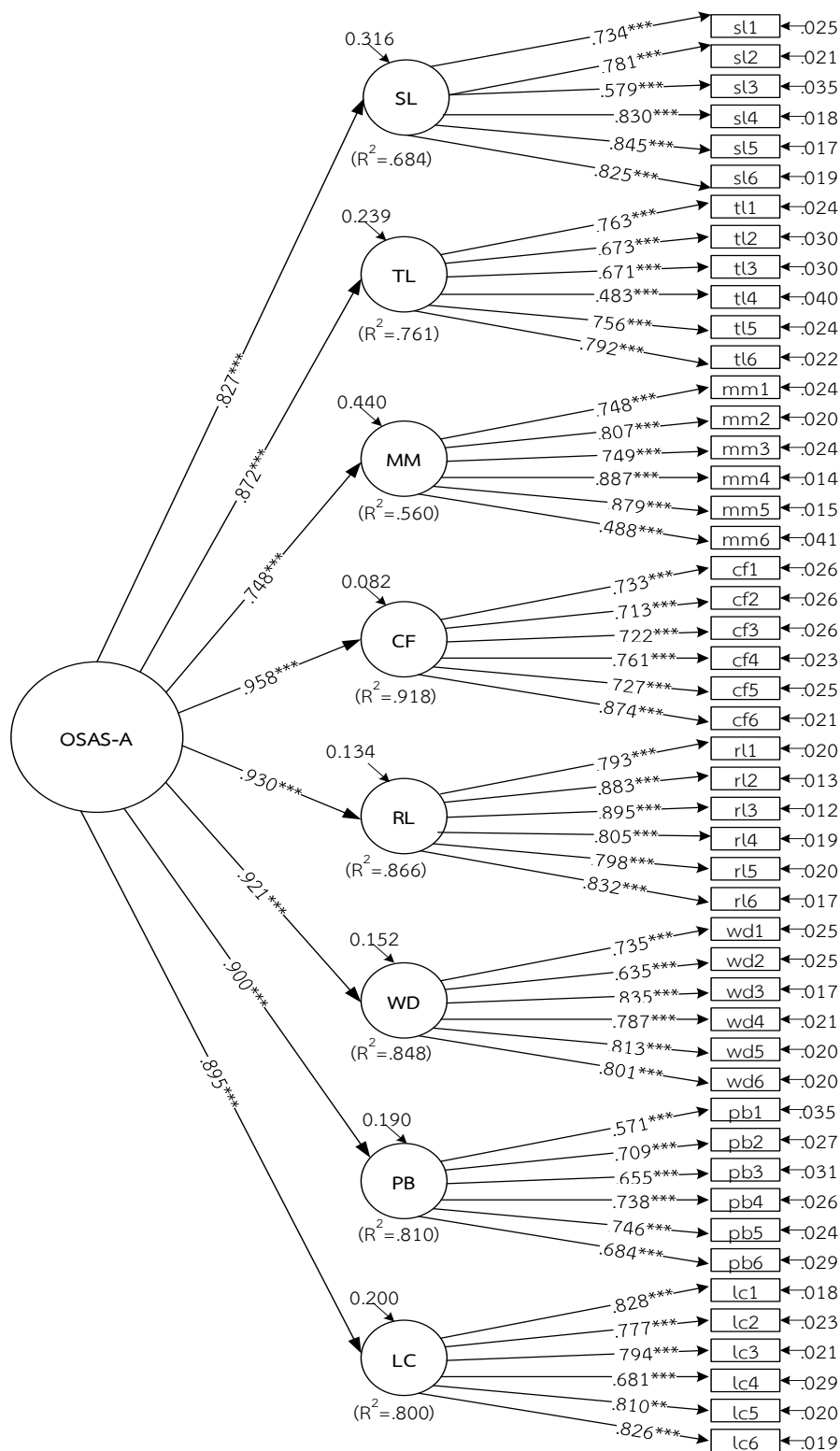
$\chi^2 = 906.906$, $df = 841$, $\chi^2/df = 1.078$, $p\text{-value} = .0567$, $CFI = 0.996$, $TLI = 0.995$, $RMSEA = 0.014$, $SRMR = 0.036$

หมายเหตุ : OSAS-A หมายถึง พฤติกรรมการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์, SL หมายถึง การให้ความสำคัญ (salience), TL หมายถึง การใช้ที่นานขึ้นเรื่อย ๆ (tolerance), MM หมายถึง การเปลี่ยนแปลงทางอารมณ์ (mood modification), CF หมายถึง การขัดแย้ง (conflict), RL หมายถึง การกลับคืนสู่สภาพเดิม (relapse), WD หมายถึง การเลิกหรือหยุดใช้ (withdrawal), PB หมายถึง ปัญหา (problems), LC หมายถึง การสูญเสียการควบคุม (loss of control), TLI = Tucker Lewis index, RMSEA = root mean square error of approximation, SRMR = standardized root mean square residual

ลำดับขั้นที่ 1 มีค่าระหว่าง 0.571 - 0.895 โดยตัวแปรสังเกตได้หรือข้อคำถามส่วนใหญ่มีค่าน้ำหนักองค์ประกอบ (factor loading) มากกว่า 0.500²⁴ แต่ละด้านมีลักษณะผลการวิเคราะห์ที่สำคัญ ดังนี้ ด้านการให้ความสำคัญมีตัวแปรสังเกตได้ที่เด่น คือ sl5, sl4 และ sl6 ด้านการใช้ที่นานขึ้นเรื่อย ๆ มีตัวแปรสังเกตได้ที่เด่น คือ tl6, tl1 และ tl5 ด้านการเปลี่ยนแปลงทางอารมณ์มีตัวแปรสังเกตได้ที่เด่น คือ mm4, mm5 และ mm2 ด้านการขัดแย้งมีตัวแปรสังเกตได้ที่เด่น คือ cf6, cf4 และ cf1 ด้านการกลับคืนสู่สภาพเดิมมีตัวแปรสังเกตได้ที่เด่น คือ rl3, rl2 และ rl6 ด้านการเลิกหรือหยุดใช้

มีตัวแปรสังเกตได้ที่เด่น คือ wd3, wd5 และ wd6 ด้านปัญหา มีตัวแปรสังเกตได้ที่เด่น คือ pb5, pb4 และ pb2 และด้านการสูญเสียการควบคุมมีตัวแปรสังเกตได้ที่เด่น คือ lc1, lc6 และ lc5 ดังตารางที่ 2

อย่างไรก็ตาม พบข้อคำถามจำนวน 2 ข้อที่มีค่าน้ำหนักองค์ประกอบน้อยกว่า 0.500 ได้แก่ tl4 และ mm6 มีค่าเท่ากับ 0.483 และ 0.488 ตามลำดับ สำหรับค่าน้ำหนักองค์ประกอบลำดับขั้นที่ 2 มีค่าระหว่าง 0.748 - 0.958 โดยองค์ประกอบที่มีค่าน้ำหนักองค์ประกอบสูงสุดจากมากไปน้อย ได้แก่ CF, RL, WD, PB, LC, TL, SL และ MM ตามลำดับดังแผนภาพที่ 1



แผนภาพที่ 1 โมเดลการวัดการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์ สำหรับผู้ใหญ่วัยทำงาน

วิจารณ์

ผลการศึกษาสามารถสังเคราะห์องค์ประกอบการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์ของผู้ใหญ่วัยทำงานได้ 8 องค์ประกอบ มีการพัฒนาข้อคำถามของแบบวัด องค์ประกอบละ 6 ข้อ รวมทั้งสิ้น 48 ข้อ เมื่อนำมาวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยันพบว่า โมเดลการวัดการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์มีความสอดคล้องกลมกลืนกับข้อมูลเชิงประจักษ์ โดยค่าไคสแควร์ (χ^2) เท่ากับ 906.906 ที่องศาอิสระ 841 ค่าไคสแควร์สัมพัทธ์ (χ^2/df) เท่ากับ 1.078 ระดับนัยสำคัญ .0567 ซึ่งเป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์โมเดลการวัด เมื่อพิจารณาค่าดัชนีความกลมกลืน CFI เท่ากับ 0.996 และค่าดัชนี TLI เท่ากับ 0.995 ซึ่งมีค่ามากกว่า 0.90 ส่วน RMSEA เท่ากับ 0.014 และ SRMR เท่ากับ 0.036 ซึ่งมีค่าน้อยกว่า 0.05 เป็นไปตามเกณฑ์การพิจารณาของ Muthén และ Muthén²¹, Hair และคณะ²², Kline²³, นงลักษณ์ วิรัชชัย¹⁸ และ Diamantopoulos และ Siguaw²⁰

การวิเคราะห์องค์ประกอบซึ่งเป็นเทคนิคในการตรวจสอบความตรงตามโครงสร้างของการวัดทางจิตที่มีความน่าเชื่อถือ มีอำนาจการทดสอบสูง และลดความคลาดเคลื่อนในการประมาณค่าได้^{15,18,25,26} พบว่า แบบวัดการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์สำหรับผู้ใหญ่วัยทำงานมีความตรงเชิงโครงสร้างสามารถวัดได้ตามลักษณะโครงสร้างทางทฤษฎี แนวคิดความหมายของพฤติกรรมเสพติด และสอดคล้องกับพฤติกรรมเสพติดเกมอินเทอร์เน็ตที่ระบุใน DSM-5 ในหมวดโรคส่วนที่ 3 ซึ่งเป็นส่วนหนึ่งของพฤติกรรมติดอินเทอร์เน็ต โดยลักษณะอาการที่พบประกอบด้วย 1) หมกมุ่นในกิจกรรมออนไลน์มากเกินไปจนก่อให้เกิดความเสียหายหรือเกิดความทุกข์ใจ 2) ไม่สามารถควบคุมระยะเวลาในการใช้อินเทอร์เน็ตของตนเองได้ 3) ขาดความสนใจในกิจกรรมอื่น 4) ต้องการใช้เวลาในกิจกรรมเกี่ยวกับอินเทอร์เน็ตเพิ่มมากขึ้นเรื่อย ๆ 5) ไม่สามารถหยุดหรือเลิกใช้อินเทอร์เน็ตได้ 6) โกหกคนอื่น ๆ เพื่อจะได้มีเวลาในการใช้อินเทอร์เน็ตหรือเล่นเกม 7) ใช้อินเทอร์เน็ตเพื่อหลีกเลี่ยงงานบางอย่าง เช่น ความเครียดความไม่สบายใจความกังวล

และ 8) มีอาการหงุดหงิดกระวนกระวายเมื่อไม่ได้ใช้อินเทอร์เน็ต²⁷ และครอบคลุมถึงองค์ประกอบของลักษณะพฤติกรรมของการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์ตามแบบวัดที่มีการวิจัยและใช้อยู่ในปัจจุบันได้แก่ Bergen shopping addiction scale (BSAS)⁵, short internet addiction test for online shopping (s-IAT shopping)⁹, online shopping addiction scale (OSA)⁶, internet shopping addiction¹⁰ และ compulsive online shopping scale (COSS)⁷

อย่างไรก็ตาม การศึกษาคั้งนี้อาจมีข้อจำกัดบางประการในการนำผลการศึกษาวิเคราะห์ไปใช้ประโยชน์ ได้แก่ แบบวัดเสพติดการซื้อสินค้าออนไลน์สำหรับผู้ใหญ่วัยทำงาน จำนวนข้อคำถามมีทั้งสิ้น 48 ข้อ ทำให้ผู้ได้รับการประเมินใช้เวลานานพอสมควรในการตอบคำถามครบถ้วนทุกข้อ จึงควรมีการศึกษาเพื่อลดจำนวนข้อคำถามให้เหลือจำนวนข้อที่น้อยลง แต่ยังคงคุณภาพในเชิงการวัดประเมินให้ตรงและเหมาะสมตามลักษณะพฤติกรรมการเสพติดที่ต้องการวัด และแม้ว่าผลการทดสอบโมเดลการวัดจะพบว่าข้อคำถามมีคุณสมบัติจิตมิติเป็นไปตามเกณฑ์จำนวน 48 ข้อ เพื่อให้การเก็บรวบรวมข้อมูลมีประสิทธิภาพและวัดได้ตรงยิ่งขึ้น ผู้วิจัยที่จะทำการศึกษาในอนาคตสามารถคัดเลือกข้อคำถามที่มีค่าน้ำหนักองค์ประกอบตั้งแต่ 0.500 ที่พบนัยสำคัญทางสถิติมาใช้ในการวิจัยได้^{24,28} อย่างไรก็ตามรูปแบบการซื้อสินค้าออนไลน์มีความหลากหลายและอาจมีการปรับเปลี่ยนในอนาคต ดังนั้นการนำแบบวัดนี้ไปใช้ประโยชน์ในการวิจัยต่อไปอาจจะต้องปรับข้อคำถามบางข้อให้เหมาะสมกับบริบทหรือเทคโนโลยีที่เปลี่ยนไป นอกจากนี้ หากต้องการนำแบบวัดเสพติดการซื้อสินค้าออนไลน์ไปใช้ในการคัดกรองวินิจฉัยทางการแพทย์หรือทางการศึกษาวิจัย ควรศึกษาคะแนนจุดตัด (cut-off score) ที่เหมาะสม รวมทั้งค่าความไวและความจำเพาะ เพื่อให้แบบวัดดังกล่าวมีมาตรฐานในการนำไปใช้มากยิ่งขึ้น และควรระมัดระวังการตีความพฤติกรรมของผู้รับการประเมินเนื่องจากเป็นแบบวัดนี้เป็นเพียงเครื่องมือในการคัดกรองเพื่อให้ทราบถึงภาวะของพฤติกรรมการซื้อสินค้าออนไลน์ในช่วงเวลานั้นเท่านั้น

สรุป

แบบวัดการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์สำหรับผู้ใหญ่ ้วยทำงานผ่านการทดสอบคุณภาพของเครื่องมือ โดยมีความตรงเชิงเนื้อหาและค่าความเชื่อมั่นอยู่ในเกณฑ์ดี มีค่าอำนาจจำแนก และมีความตรงเชิงโครงสร้าง สามารถพัฒนาเป็นเครื่องมือที่ใช้ประเมินในทางคลินิกและงานวิจัยอื่น ๆ ต่อไป อย่างไรก็ตาม ควรแปลผลการประเมินด้วยความระมัดระวัง เนื่องจากแบบวัดนี้เป็นเพียงการประเมินถึงภาวะของพฤติกรรมเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์ในขณะนั้นเท่านั้น

กิตติกรรมประกาศ

งานวิจัยนี้ได้รับทุนสนับสนุนการวิจัยจาก ศูนย์ศึกษาปัญหาการเสพติด (ศศก.) คณะแพทยศาสตร์ มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์

เอกสารอ้างอิง

1. รัตมน กัลยาศิริ. การเสพติด [Addiction]. กรุงเทพฯ: ศูนย์ศึกษาปัญหาการเสพติด (ศศก.); 2562 [สืบค้นเมื่อวันที่ 23 มี.ค. 2564]. จาก: <https://cads.in.th/cads/content?id=75>
2. ชาญวิทย์ พรนภดล, ศิริสุตา ลดาวัลย์ ณ อยุธยา, ดวงพร สุรพงษ์พิพัฒน์, ชดาพิมพ์ ศสลักษณ์านนท์, ปาฏิโมกข์ พรหมช่วย. รายงานการวิจัยการศึกษาหาปัจจัยป้องกันการติดเกมในเด็กและวัยรุ่น [Identifying protective factors for game addiction in children and adolescents]. กรุงเทพฯ: สำนักงานคณะกรรมการวิจัยแห่งชาติ; 2552.
3. ชาญวิทย์ พรนภดล, ศิริไชย หงษ์สงวนศรี, ณัฏฐา พิทยรัตน์เสถียร, ทรงภูมิ เบญญากร, คมสันต์ เกียรติรุ่งฤทธิ์, โชษิตา ภาวสุทธิไพโรจน์. คำแนะนำสำหรับผู้ปกครอง เรื่อง การเล่นเกมคอมพิวเตอร์ของเด็กและวัยรุ่น [Advice for parents about computer games for children and adolescents]. กรุงเทพฯ: โครงการความร่วมมือจัดทำเว็บไซต์ดูแลป้องกันเด็กติดเกม คณะแพทยศาสตร์ ศิริราชพยาบาล; 2557.
4. Das A, Sharma MK, Thamilselvan P, Marimuthu P. Technology addiction among treatment seekers for psychological problems: implication for screening in mental health setting. *Indian J Psychol Med.* 2017;39(1):21-7. doi:10.4103/0253-7176.198939.
5. Andreassen CS, Griffiths MD, Pallesen S, Bilder RM, Torsheim T, Aboujaoude E. The Bergen shopping addiction scale: reliability and validity of a brief screening test. *Front Psychol.* 2015;6:1374. doi:10.3389/fpsyg.2015.01374.
6. Zhao H, Tian W, Xin T. The development and validation of the online shopping addiction scale. *Front Psychol.* 2017;8:735. doi:10.3389/fpsyg.2017.00735.
7. Manchiraju S, Sadachar A, Ridgway JL. The compulsive online shopping scale (COSS): development and validation using panel data. *Int J Ment Health Addict.* 2017;15(1):209-23. doi:10.1007/s11469-016-9662-6.
8. Salika.co. เจาะพฤติกรรมคนไทย ‘ช้อปออนไลน์’ ไม่แพ้ชาติใดในโลก ดันธุรกิจอีคอมเมิร์ซไทยโตเป็นอันดับ 3 ของโลก [The online shopping behavior and e-commerce business in Thailand compared to the world] [อินเทอร์เน็ต]. กรุงเทพฯ: Salika.co; 2562 [สืบค้นเมื่อวันที่ 20 ก.ย. 2562]. จาก: <https://www.salika.co/2019/04/13/thailand-shop-online-trend-2019/>.
9. Trotzke P, Starcke K, Müller A, Brand M. Pathological buying online as a specific form of internet addiction: a model-based experimental investigation. *PLoS ONE.* 2015;10(10):e0140296. doi:10.1371/journal.pone.0140296.
10. Tang S, Yang D. College student's on-line shopping addiction: a market survey and statistical analysis. *Journal of Management and Humanity Research.* 2019;1:53-60. doi:10.22457/jmhr.v1a06106.
11. Pawlikowski AM, Altstötter-Gleich BC, Brand M. Validation and psychometric properties of a short version of young's internet addiction test. *Comput Human Behav.* 2013;29(3):1212-23. doi:10.1016/j.chb.2012.10.014.
12. ศิริพร จิรวัดน์กุล. การวิจัยเชิงคุณภาพด้านวิทยาศาสตร์สุขภาพ [Qualitative research in health science]. พิมพ์ครั้งที่ 2. กรุงเทพฯ: วิทยพัฒน์; 2553.

13. บุญใจ ศรีสถิตนรากร. การพัฒนาและตรวจสอบคุณภาพเครื่องมือวิจัย : คุณสมบัติการวัดเชิงจิตวิทยา [Development and validation of research instruments: psychometric properties]. พิมพ์ครั้งที่ 1. กรุงเทพฯ: โรงพิมพ์แห่งจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย; 2555.
14. Hair FJ, Anderson RE, Tatham RL, Black WC. Multivariate data analysis. 5th ed. New Jersey: Prentice Hall; 1998.
15. สำนักงานสถิติแห่งชาติ. การสำรวจภาวะการทำงานของประชากร เดือนตุลาคม พ.ศ. 2562 [Survey of the working conditions of the population, October 2019]. กรุงเทพฯ: สำนักงานสถิติแห่งชาติ กระทรวงดิจิทัลเพื่อเศรษฐกิจและสังคม; 2562.
16. Creswell JW, Plano Clark VL. Designing and conducting mixed methods research. 2nd ed. Los Angeles: Sage Publications; 2011.
17. Ritchie J, Lewis J. Qualitative research practice-a guide for social science students and researchers. London: Sage Publications; 2003.
18. นงลักษณ์ วิรัชชัย. การวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน [Confirmatory factor analysis – CFA]. วารสารวิจัยและพัฒนาหลักสูตร. 2555;2(1):68-74.
19. ไชยันต์ สกฤตศรีประเสริฐ. การวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน [Confirmatory factor analysis]. วารสารจิตวิทยาคลินิก. 2556;44(1):1-16.
20. Diamantopoulos A, Siguaw JA. Introducing LISREL. London: Sage Publications; 2000.
21. Muthén LK, Muthén BO. How to use a Monte Carlo study to decide on sample size and determine power. Struct Equ Modeling. 2002;9(4):599-620. doi:10.1207/S15328007SEM0904_8.
22. Hair FJ, Black WC, Babin BJ, Anderson RE. Multivariate data analysis. 7th ed. New Jersey: Prentice Hall, Upper Saddle River; 2010.
23. Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. 4th ed. New York: Guilford publications; 2016.
24. Hair FJ, Black WC, Babin BJ, Anderson RE. Multivariate data analysis. 7th ed. New Jersey: Prentice Hall, Upper Saddle River; 2009.
25. ศิริชัย กาญจนวาสี. ทฤษฎีการทดสอบแบบดั้งเดิม [Classical test theory]. พิมพ์ครั้งที่ 5. กรุงเทพฯ: โรงพิมพ์แห่งจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย; 2556.
26. Kerlinger FN, Lee HB. Foundations of behavioral research. Florida: Harcourt College Publishers; 2000.
27. ผลการรณ นันทะเสน, อังศรา ประเสริฐสิน. พฤติกรรมการติดอินเทอร์เน็ตกับภาวะซึมเศร้า : เหตุปัจจัยและแนวทางการป้องกันแก้ไข [Internet addiction behavior and depression: causes, factors, and prevention guidelines]. วารสารวิจัยสุขภาพและการพยาบาล. 2563;36(3):293-304.
28. Arifin WN, Yusoff MSB. Confirmatory factor analysis of the Universiti Sains Malaysia emotional quotient inventory among medical students in Malaysia. SAGE Open. 2016;6(2)1-9. doi:10.1177/2158244016650240.

แบบวัดการเสพติดซื้อสินค้าออนไลน์ สำหรับผู้ใหญ่วัยทำงาน (OSAS-A)

คำชี้แจง ขอให้ท่านอ่านข้อความดังต่อไปนี้ แล้วพิจารณาตอบคำถาม โดย X ที่ตรงกับความเห็นของท่านมากที่สุด

ข้อคำถาม	ระดับความคิดเห็น				
	เห็นด้วย เป็นอย่างยิ่ง	เห็นด้วย	ไม่แน่ใจ	ไม่เห็นด้วย	ไม่เห็นด้วย เป็นอย่างยิ่ง
1. ฉันอยากซื้อสินค้าออนไลน์ตลอดเวลาแม้กระทั่งในขณะที่ทำงานเรียนหนังสือหรือทำกิจกรรมต่าง ๆ					
2. การซื้อสินค้าออนไลน์เป็นกิจกรรมที่สำคัญในชีวิตของฉัน					
3. ฉันใช้เวลาค่อนข้างมากในการคิดถึง หรือวางแผนการซื้อสินค้าออนไลน์					
4. ความคิดของฉันเกี่ยวกับการซื้อสินค้าออนไลน์เกิดขึ้นตลอดเวลา					
5. ในแต่ละวันฉันหมกมุ่นกับการซื้อสินค้าออนไลน์					
6. ฉันคิดถึงการค้นหาสินค้า และการซื้อสินค้าออนไลน์ตลอดเวลา					
7. ระยะเวลาที่ใช้ซื้อสินค้าออนไลน์ของฉัน ยาวนานที่สุดเมื่อเทียบกับกิจกรรมอื่น ๆ					
8. ปัจจุบันฉันใช้เวลาในการซื้อสินค้าออนไลน์นานกว่าเดิมที่ผ่านมา					
9. ฉันใช้เวลาในการเลือกดูสินค้าบนเว็บไซต์หรือไลฟ์ขายสินค้ามากขึ้นกว่าเดิม					
10. เมื่อก่อนฉันใช้เวลาในการซื้อสินค้าออนไลน์น้อยมากเมื่อเทียบกับปัจจุบัน					
11. ฉันไม่สามารถลดเวลาที่ใช้ในการซื้อสินค้าออนไลน์ให้สั้นลงได้					
12. ฉันใช้เวลาอย่างต่อเนื่องในการซื้อสินค้าออนไลน์					
13. การซื้อสินค้าออนไลน์ช่วยให้ฉันอารมณ์ดีขึ้น					
14. การซื้อสินค้าออนไลน์สามารถช่วยให้ฉันผ่อนคลายความเครียดได้					
15. การซื้อสินค้าออนไลน์ทำให้ฉันมีความสุข สนุกได้					
16. การซื้อสินค้าออนไลน์ทำให้ฉันลดความรู้สึกเหงาได้					
17. เมื่อฉันรู้สึกแย่ การซื้อสินค้าออนไลน์สามารถทำให้ฉันรู้สึกดีขึ้นได้					
18. ฉันรู้สึกดีใจ เมื่อสามารถซื้อสินค้าออนไลน์ได้ตามที่ต้องการ					
19. ฉันถูกเพื่อนเตือนให้ลดเวลาการซื้อสินค้าออนไลน์					
20. ฉันเคยทะเลาะกับคนในครอบครัวในเรื่องการซื้อสินค้าออนไลน์ของฉัน					
21. ฉันมักปิดกั้น โทกผู้อื่นเกี่ยวกับการซื้อสินค้าออนไลน์ของฉัน					
22. ฉันขัดแย้งกับคนรอบข้างถึงเรื่องการซื้อสินค้าออนไลน์ของฉัน					
23. ฉันไม่พอใจที่คนรอบข้างบ่นเรื่องการซื้อสินค้าออนไลน์ของฉัน					
24. ฉันใช้เวลาในการซื้อสินค้าออนไลน์อย่างมากจนทำให้มีเวลาทำกิจกรรมร่วมกับคนอื่นน้อยลง					
25. เมื่อหยุดซื้อสินค้าออนไลน์นาน ๆ พอได้กลับมาซื้ออีกครั้งฉันจะซื้อสินค้ามากขึ้นกว่าเดิม					
26. ฉันซื้อสินค้าออนไลน์มากขึ้นกว่าเดิม หลังจากที่ฉันพยายามควบคุมการซื้อ					

ข้อคำถาม	ระดับความคิดเห็น				
	เห็นด้วย เป็นอย่างยิ่ง	เห็นด้วย	ไม่แน่ใจ	ไม่เห็นด้วย	ไม่เห็นด้วย เป็นอย่างยิ่ง
27. ฉันเคยตัดสินใจลดความถี่ในการซื้อสินค้าออนไลน์ในช่วงระยะเวลาหนึ่ง แต่หลังจากนั้นฉันกลับมาซื้อสินค้าออนไลน์บ่อยขึ้น					
28. ฉันเคยหยุดการซื้อสินค้าออนไลน์ แต่ไม่นานก็กลับมาเป็นเหมือนเดิม					
29. ฉันจำกัดการซื้อสินค้าออนไลน์ได้บางครั้ง หลังจากนั้นฉันจะกลับมาซื้อสินค้าออนไลน์เหมือนเดิม					
30. ฉันใช้เวลาในการซื้อสินค้าออนไลน์นานขึ้นหลังจากพยายามหยุดซื้อไป					
31. ฉันรู้สึกหงุดหงิดและรอนรอนเวลาที่มีอุปสรรคหรือปัญหาเกี่ยวกับการซื้อสินค้าออนไลน์					
32. เมื่อฉันไม่สามารถซื้อสินค้าออนไลน์อย่างที่ตั้งใจไว้ ฉันจะรู้สึกวุ่นวายใจ					
33. ฉันเริ่มไม่พอใจถ้าถูกขัดขวางการซื้อสินค้าออนไลน์					
34. สำหรับฉันการไม่ได้ซื้อสินค้าออนไลน์ถือเป็นสิ่งที่น่าเบื่อ น่าเศร้า หรือขาดบางสิ่งบางอย่างในชีวิตไป					
35. การไม่ได้ซื้อสินค้าออนไลน์ ถือเป็นเรื่องน่าเศร้า หรือน่าโมโหสำหรับฉัน					
36. ฉันจะรู้สึกแย่มากถ้ามีเหตุให้ต้องหยุดการซื้อสินค้าออนไลน์					
37. การซื้อสินค้าออนไลน์จำนวนมาก เป็นสาเหตุของปัญหาทางการเงินของฉัน เพราะใช้เงินมากเกินไป					
38. ฉันมักจะรู้สึกเครียดภายหลังจากการซื้อสินค้าออนไลน์					
39. หลังจากซื้อสินค้าออนไลน์ฉันมักเกิดความรู้สึกผิด ว่าซื้อมาทำไม ซื้อแล้วไม่ได้ใช้					
40. ฉันมักจะนอนตึก หรือนอนน้อยเพราะมัวแต่ดูสินค้าทางออนไลน์					
41. ฉันใช้เวลาซื้อสินค้าอย่างมากส่งผลให้ทำงานเสร็จไม่ทันตามกำหนดที่ตั้งใจไว้					
42. การซื้อสินค้าออนไลน์เป็นสิ่งที่กระทบกับการทำกิจวัตรประจำวันของฉัน					
43. บ่อยครั้งที่ฉันไม่สามารถควบคุมการซื้อสินค้าออนไลน์ได้					
44. การซื้อสินค้าออนไลน์ของฉันมักเกิดขึ้นอย่างรวดเร็ว โดยไม่ทันได้ไตร่ตรอง					
45. ฉันไม่สามารถห้ามตัวเองไม่ให้ซื้อสินค้าออนไลน์ที่เกินความจำเป็นได้					
46. หลายครั้งที่ฉันตัดสินใจซื้อสินค้าออนไลน์ตามความอยากได้ อยากมีไว้ครอบครองมากกว่านำมาใช้ประโยชน์					
47. ฉันไม่สามารถยับยั้งการตัดสินใจซื้อสินค้าออนไลน์ได้ แม้ว่าสินค้าชิ้นนั้นไม่จำเป็นสำหรับฉัน					
48. หลายครั้งที่ฉันไม่ได้ไตร่ตรองก่อนซื้อสินค้าออนไลน์ แม้ว่าสินค้าชิ้นนั้นฉันจะมีอยู่แล้วก็ตาม					
รวมคะแนน					

นิพนธ์ต้นฉบับ

คุณภาพของแบบประเมินภาวะซึมเศร้าในวัยรุ่น ฉบับภาษาไทย ในบริบทโรงเรียน

วันรับ : 1 กรกฎาคม 2564

วันแก้ไข : 31 มกราคม 2565

วันตอบรับ : 2 กุมภาพันธ์ 2565

วิมลวรรณ ปัญญาอ่อน, วท.ม, โซซิดา ภาวสุทธิไพสิฐ, วท.ม.,

รัตนศักดิ์ สันติธาดากุล, วท.ด.

สถาบันสุขภาพจิตเด็กและวัยรุ่นราชนครินทร์ กรมสุขภาพจิต

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ : เพื่อทดสอบคุณภาพของแบบประเมินภาวะซึมเศร้าในวัยรุ่น (patient health questionnaire for adolescents; PHQ-A) ในบริบทโรงเรียน

วิธีการ : เป็นการศึกษาต่อเนื่องจากโครงการวิจัยสำรวจความชุกภาวะซึมเศร้าในวัยรุ่นอายุ 11 - 19 ปี จำนวน 5,345 คน โดยระยะนี้ศึกษาเฉพาะเขตสุขภาพภาคกลาง กลุ่มตัวอย่าง ได้แก่ กลุ่มเสี่ยงต่อภาวะซึมเศร้า (PHQ-A ตั้งแต่ 10 คะแนนขึ้นไป) จำนวน 292 คน และกลุ่มที่มีผลการคัดกรองเป็นลบที่ได้รับการเลือกโดยการสุ่มจำนวน 130 คน (ร้อยละ 10 ของทั้งหมด) กลุ่มตัวอย่างได้รับการประเมิน PHQ-A อีกครั้งและรับการสัมภาษณ์เพื่อวินิจฉัยโดยจิตแพทย์เด็กและวัยรุ่น วิเคราะห์ความเที่ยงและความตรงของเครื่องมือโดยตัดกลุ่มที่ถูกวินิจฉัยโรควิตกกังวลและกลุ่มโรคปัญหาการปรับตัวออก เหลือกลุ่มตัวอย่าง 389 คน (กลุ่มซึมเศร้า 69 คน และกลุ่มไม่ซึมเศร้า 320 คน)

ผล : แบบประเมิน PHQ-A มีความเที่ยงแบบความสอดคล้องภายในอยู่ในระดับดี (Cronbach's alpha coefficient = 0.88) การวิเคราะห์ ROC เทียบกับผลการวินิจฉัยของจิตแพทย์ มีพื้นที่ใต้โค้ง (AUC) เท่ากับ 0.91 (SD = 0.02, 95% CI 0.88 - 0.94) จุดตัดที่มีความตรงตามเกณฑ์ที่น่าพอใจที่สุดคือ 10 คะแนน (ความไวร้อยละ 93 และความจำเพาะร้อยละ 77) กลุ่มที่ได้รับการวินิจฉัยภาวะซึมเศร้าร้อยละ 86 มีคะแนน PHQ-A ในช่วงซึมเศร้าปานกลางถึงมาก (10 - 19 คะแนน) ส่วนกลุ่มไม่ซึมเศร้าร้อยละ 77.5 มีคะแนน PHQ-A ต่ำกว่า 10 คะแนน

สรุป : แบบประเมิน PHQ-A ฉบับภาษาไทย สามารถใช้คัดกรองและติดตามภาวะซึมเศร้าในวัยรุ่นในบริบทโรงเรียน โดยแนะนำให้ใช้จุดตัดคะแนนที่ 10 คะแนนขึ้นไป แต่อาจปรับการใช้และจุดตัดได้ตามวัตถุประสงค์ของการใช้แบบประเมิน

คำสำคัญ : ซึมเศร้า แบบประเมินภาวะซึมเศร้าในวัยรุ่น โรงเรียน วัยรุ่น

ติดต่อผู้พิมพ์ : วิมลวรรณ ปัญญาอ่อน; e-mail: w.panyawong@gmail.com

Original article

Validation of the Thai version of the Patient Health Questionnaire for Adolescents (PHQ-A) in school setting

Received : 1 July 2021

Revised : 31 January 2022

Accepted : 2 February 2022

Wimonwan Panyawong, M.Sc., Chosita Pavasuthipaisit, M.Sc.,

Rattanasak Santitadukul, Ph.D.

Child and Adolescent Mental Health Rajanagarindra Institute,

Department of Mental Health

Abstract

Objective: To examine the psychometric properties of the Thai version of the patient health questionnaire for adolescent (PHQ-A) in school settings.

Methods: This study was the second phase of the national survey on prevalence of depression and suicidal risks in 5,345 students aged 11 - 19 years old. A total of 292 subjects at risk of depression (PHQ-A ≥ 10) and 130 randomly selected controls (10% of those with negative screening results) in central region in the first phase were re-evaluated for depression by using the PHQ-A, and interviewed for clinical diagnosis by the child and adolescent psychiatrists. The validity and reliability tests of the PHQ-A were restricted to 389 subjects (69 depressive and 320 non-depressive subjects), excluding those diagnosed with anxiety or adjustment disorders.

Results: The PHQ-A has good internal consistency with Cronbach's alpha coefficient of 0.88. According to ROC analysis compared to clinical diagnosis, the area under the curve (AUC) was 0.91 (SD = 0.02, 95% CI 0.88 - 0.94). The optimal cut-off point with preferable psychometric properties was 10 (sensitivity = 93% and specificity = 77%). Approximately 86% of the depressive group had the PHQ-A scores within moderate to severe level (10 - 19), while 77.5% of the non-depressive group had the PHQ-A scores lower than 10.

Conclusion: The Thai version of the PHQ-A is suitable for screening and monitoring depression in adolescents in school settings. The optimal cut-off point of 10 or higher is suggested, though it could be adjusted depending on the purpose of use.

Keywords: adolescents, depression, patient health questionnaire for adolescents (PHQ-A), school

Corresponding author: Wimonwan Panyawong; e-mail: w.panyawong@gmail.com

ความรู้เดิม : แบบประเมิน PHQ-A สามารถใช้คัดกรองภาวะซึมเศร้าของกลุ่มวัยรุ่นในบริบทคลินิก โดยจุดตัดที่เหมาะสมคือ 8 คะแนนขึ้นไป

ความรู้ใหม่ : แบบประเมิน PHQ-A สามารถใช้คัดกรองภาวะซึมเศร้าของนักเรียนในโรงเรียน โดยจุดตัดที่เหมาะสมคือ 10 คะแนนขึ้นไป โดยมีความไวร้อยละ 93 และความจำเพาะร้อยละ 77

ประโยชน์ที่จะนำไปใช้ : บุคลากรสาธารณสุขและบุคลากรทางการศึกษาที่ทำงานด้านสุขภาพจิตวัยรุ่นสามารถนำแบบประเมิน PHQ-A ไปใช้ในการคัดกรองวัยรุ่นกลุ่มเสี่ยงภาวะซึมเศร้าได้โดยพิจารณาปรับการใช้หรือคะแนนจุดตัดที่เหมาะสมตามในบริบทและวัตถุประสงค์ของการใช้แบบประเมิน

บทนำ

ภาวะซึมเศร้าเป็นปัญหาสุขภาพจิตที่มีโอกาสเกิดขึ้นได้ตั้งแต่ช่วงวัยเด็กตอนปลายถึงวัยรุ่นตอนต้น¹⁻³ ข้อมูลเชิงระบาดวิทยาพบว่า ภาวะซึมเศร้าส่งผลกระทบต่อสุขภาวะของผู้ป่วยมากที่สุดเป็นอันดับสองในกลุ่มวัยรุ่นอายุ 15 - 19 ปี และเป็นอันดับหนึ่งในกลุ่มอายุ 20 - 24 ปี⁴ ผู้ป่วยโรคซึมเศร้าวัยผู้ใหญ่เกือบครึ่งหนึ่งมีปัญหาสุขภาพจิตหรือภาวะซึมเศร้ามาตั้งแต่วัยรุ่น^{5,6} ภาวะซึมเศร้าในวัยรุ่นที่ไม่ได้รับการตรวจวินิจฉัยและบำบัดรักษาส่งผลต่อปัญหาสุขภาพจิตอย่างเรื้อรัง กระทบต่อศักยภาพในการใช้ชีวิตประจำวัน ความสัมพันธ์ การเรียน การทำงานในระยะยาว ตลอดจนปัญหาที่รุนแรง เช่น การทำร้ายตัวเอง ฆ่าตัวตาย และการติดสารเสพติด^{7,8} ดังนั้นวัยรุ่นที่มีภาวะซึมเศร้าจึงควรได้รับการรักษาอย่างเหมาะสมและรวดเร็ว

การคัดกรองภาวะซึมเศร้าเป็นขั้นตอนแรกที่สำคัญในการดูแลภาวะซึมเศร้าตามเวชปฏิบัติการดูแลภาวะซึมเศร้า^{1-3,9} โดยแนวเวชปฏิบัติการดูแลวัยรุ่นที่มีภาวะซึมเศร้าแนะนำให้วัยรุ่นทุกคนควรได้รับการคัดกรองภาวะซึมเศร้าอย่างน้อยปีละ 1 ครั้งด้วยแบบประเมินที่มีมาตรฐาน⁹⁻¹² ซึ่งกระบวนการคัดกรองภาวะซึมเศร้าและปัญหาสุขภาพจิตในวัยรุ่นส่วนใหญ่

เกิดขึ้นที่โรงเรียน เพื่อค้นหาและช่วยให้วัยรุ่นที่มีภาวะซึมเศร้าได้รับการรักษา รวมถึงคัดกรองวัยรุ่นที่มีความเสี่ยงต่อปัญหาอารมณ์และซึมเศร้าเพื่อให้การดูแลและเฝ้าระวังป้องกันไม่ให้พัฒนาเป็นโรคซึมเศร้า

แบบประเมินภาวะซึมเศร้าในวัยรุ่น (patient health questionnaire for adolescents; PHQ-A) ถูกพัฒนาขึ้นโดยสถาบันสุขภาพจิตเด็กและวัยรุ่นราชนครินทร์ ในปี พ.ศ. 2560¹³ โดยแปลจาก PHQ-A ต้นฉบับ^{14,15} ซึ่งผู้พัฒนาได้ปรับข้อความคำถามจากแบบประเมิน patient health questionnaire (PHQ-9)¹⁴ ให้เหมาะสมกับลักษณะเฉพาะของอาการซึมเศร้าในวัยรุ่น เป็นแบบประเมินที่ใช้ได้ง่ายและได้มาตรฐาน มีข้อความ 9 ข้อตามเกณฑ์การวินิจฉัยภาวะซึมเศร้า ได้รับการยอมรับและใช้อย่างแพร่หลายตามข้อแนะนำของแนวทางการดูแลวัยรุ่นที่มีภาวะซึมเศร้าในหลายประเทศ^{10,11,16} รวมถึงในแนวปฏิบัติการดูแลภาวะซึมเศร้าในวัยรุ่นของประเทศไทย⁹ โดยมีข้อเสนอแนะทางคลินิกและผลการวิจัยที่สนับสนุนว่าเครื่องมือดังกล่าวสามารถนำไปใช้สำหรับการคัดกรอง ประเมินเพื่อประกอบการวินิจฉัย และใช้ติดตามผลการรักษาได้ ทั้งในบริบทสถานบริการสาธารณสุขและโรงเรียน^{9-11,16} ในปี พ.ศ. 2561 มีการศึกษาคุณภาพของ PHQ-A ฉบับภาษาไทยในกลุ่มผู้ป่วยวัยรุ่นในคลินิกจิตเวชเด็กและวัยรุ่น¹³ แต่ยังไม่มีการศึกษาในบริบทโรงเรียน ซึ่งอาจมีความแตกต่างของจุดตัดของคะแนนที่เหมาะสม

การวิจัยครั้งนี้เป็นการศึกษาต่อเนื่องจากโครงการวิจัยสำรวจความชุกของภาวะซึมเศร้าในวัยรุ่น¹⁷ โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาความตรงตามเกณฑ์ (criterion validity) ของแบบประเมิน PHQ-A ในบริบทโรงเรียน เปรียบเทียบกับผลการวินิจฉัยภาวะซึมเศร้าโดยจิตแพทย์เด็กและวัยรุ่นด้วยการสัมภาษณ์เชิงคลินิกตามเกณฑ์การวินิจฉัยมาตรฐาน เพื่อเป็นแนวทางการนำแบบประเมินดังกล่าวไปใช้ในการคัดกรองนักเรียนและวัยรุ่นในบริบทโรงเรียนได้อย่างเหมาะสมต่อไป

วิธีการ

การศึกษานี้เป็นส่วนหนึ่งของโครงการวิจัยสำรวจความชุกภาวะซึมเศร้าในวัยรุ่น ซึ่งได้รับการรับรองจาก

คณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยในคน กรมสุขภาพจิต หนังสือรับรองเลขที่ DMH.IRB.CO.A 03/2561 กระบวนการวิจัยมี 2 ระยะ ดังนี้

การศึกษาระยะที่ 1 เป็นการสำรวจความชุกของภาวะซึมเศร้าและความเสี่ยงฆ่าตัวตายในวัยรุ่น 13 เขตสุขภาพ¹⁷ โดยใช้แบบประเมิน PHQ-A ศึกษาในประชากรอายุ 11 - 19 ปีที่กำลังศึกษาอยู่ในโรงเรียนชั้นประถมศึกษาปีที่ 6 (ป.6) ถึงชั้นมัธยมศึกษาปีที่ 6 (ม.6) และโรงเรียนอาชีวศึกษาระดับประกาศนียบัตรวิชาชีพ (ปวช.) ชั้นปีที่ 3 และระดับประกาศนียบัตรวิชาชีพชั้นสูง (ปวส.) ชั้นปีที่ 1 ในโรงเรียน 13 จังหวัดจาก 13 เขตสุขภาพทั่วประเทศ โดยไม่รวมวัยรุ่นที่อยู่นอกกระบวนการศึกษา วัยรุ่นในระบบแรงงาน และโรงเรียนการศึกษาพิเศษ คำนวณขนาดตัวอย่างโดยใช้ฐานข้อมูลประชากรอายุ 10 - 19 ปี พ.ศ. 2559¹⁸ จำแนกตามเพศและเขตสุขภาพ โดยใช้สูตรคำนวณขนาดตัวอย่างของเครชีและมอร์แกน¹⁹ กำหนดค่าความคลาดเคลื่อนที่ .05 อ้างอิงความชุกของโรคซึมเศร้าในวัยรุ่นจากการศึกษาในอดีตซึ่งพบตั้งแต่วัยละ 0.2 - 20^{16,20} ผู้วิจัยเลือกใช้ค่าความชุกที่ ร้อยละ 15 ได้ขนาดตัวอย่างเพศละ 196 คนต่อเขตสุขภาพ ปรับเพิ่มจำนวนเพื่อป้องกันความไม่ครบถ้วนของข้อมูลอีก ร้อยละ 5 เป็นขนาดตัวอย่างเพศละ 210 คน รวม 420 คนต่อเขตสุขภาพ

แต่ละเขตสุขภาพเลือก 1 จังหวัดโดยใช้การสุ่มตามสะดวก ในแต่ละจังหวัดสุ่มเลือกโรงเรียนในระดับประถมศึกษา มัธยมศึกษา และอาชีวศึกษา อย่างละ 1 โรงเรียนจากนั้นสุ่มเลือกห้องเรียนในระดับชั้น ป.6 - ม.6 ระดับชั้นละ 1 ห้องเรียน ด้วยวิธีสุ่มอย่างง่าย ระดับชั้นละ 50 คน (ชาย 25 คน และหญิง 25 คน) กรณีนักเรียนในชั้นมีจำนวนไม่ครบให้สุ่มนักเรียนเพิ่มจากอีก 1 ห้องเรียน จนครบตามที่กำหนด ส่วนในโรงเรียนอาชีวศึกษา เก็บข้อมูลในนักเรียนชั้น ปวช. ปี 3 และ ปวส. ปี 1 รวม 70 คน รวมเป็น 420 คน ต่อจังหวัด รวมกลุ่มตัวอย่างในระยะที่ 1 ทั้งหมด 5,345 คน¹⁷

การเก็บข้อมูลระยะที่ 1 หลังจากขอความยินยอมจากกลุ่มตัวอย่างหรือผู้ปกครองกรณีตัวอย่างอายุน้อยกว่า 18 ปี กลุ่มตัวอย่างทำแบบประเมิน PHQ-A ด้วยตนเอง พร้อมกันในห้องเรียน

การศึกษาระยะที่ 2 เป็นการทดสอบคุณภาพของเครื่องมือ PHQ-A ในบริบทโรงเรียน เทียบกับการวินิจฉัยโดยจิตแพทย์เด็กและวัยรุ่น ศึกษาเฉพาะในกลุ่มตัวอย่างในเขตสุขภาพภาคกลาง ได้แก่ เขต 4 (นครนายก) เขต 5 (ประจวบคีรีขันธ์) เขต 6 (จันทบุรี) และเขต 13 (กรุงเทพมหานคร) โดยมีกลุ่มตัวอย่างที่ได้รับการคัดกรองภาวะซึมเศร้าด้วย PHQ-A จากระยะที่ 1 ทั้งหมด 1,634 คน วิเคราะห์ข้อมูล PHQ-A จากระยะที่ 1 และเลือกกลุ่มเสี่ยงซึมเศร้า (positive) ทุกคน โดยใช้เกณฑ์คะแนน PHQ-A ตั้งแต่ 10 คะแนนขึ้นไป มีจำนวน 292 คน และสุ่มเลือกกลุ่มตัวอย่างที่ไม่มีความเสี่ยงซึมเศร้า (negative) เพื่อลดความผิดพลาดผลลบ (false negative) อีกร้อยละ 10 จำนวน 130 คน รวม 422 คน การเก็บข้อมูลระยะที่ 2 ห่างจากระยะที่ 1 ประมาณ 3 เดือน

การเก็บข้อมูลระยะที่ 2 เก็บข้อมูลในโรงเรียนเดิม โดยขอความอนุเคราะห์ห้องและบริเวณที่เงียบสงบและเป็นส่วนตัวเพื่อใช้เป็นห้องตรวจสำหรับจิตแพทย์เด็กและวัยรุ่น โดยมีทีมจิตแพทย์ลงพื้นที่จังหวัดละ 2 - 3 คน กลุ่มตัวอย่างได้รับการประเมิน PHQ-A ด้วยตนเองอีกครั้งเป็นรายบุคคล หน้าห้องตรวจ จากนั้นในวันเดียวกันจิตแพทย์เด็กและวัยรุ่นสัมภาษณ์กลุ่มตัวอย่างเป็นรายบุคคลเพื่อการวินิจฉัยภาวะซึมเศร้า โดยจิตแพทย์ไม่เห็นผลการประเมิน PHQ-A กลุ่มตัวอย่างที่ได้รับการวินิจฉัยว่ามีภาวะซึมเศร้าหรือมีปัญหาสุขภาพจิตได้รับความรู้เบื้องต้น (psychoeducation) โดยจิตแพทย์ และส่งต่อนักจิตวิทยาคลินิกเพื่อให้คำปรึกษาในการดูแลอารมณ์จิตใจตนเองเบื้องต้น พร้อมเอกสารให้ความรู้เรื่องภาวะซึมเศร้าและแนะนำสถานบริการด้านจิตเวชในพื้นที่ใกล้เคียงเพื่อเข้ารับบริการบำบัดรักษาที่เหมาะสม

เครื่องมือที่ใช้วิจัย ได้แก่ แบบประเมินภาวะซึมเศร้าในวัยรุ่น (PHQ-A)¹³ พัฒนาขึ้นจากต้นฉบับภาษาอังกฤษ^{14,15} โดย PHQ-A ฉบับภาษาไทยใช้ได้กับวัยรุ่นอายุ 11 - 20 ปี เป็นแบบประเมินประเภทตอบเอง (self-report) ประกอบด้วยข้อคำถาม 9 ข้อ ตามเกณฑ์การวินิจฉัยภาวะซึมเศร้าโดยประเมินระดับความรุนแรงของอาการในช่วง 2 สัปดาห์ที่

ผ่านมาในลักษณะ rating scale ตั้งแต่ 0 - ไม่มีเลย, 1 - มีบางวัน, 2 - มีมากกว่า 7 วัน, และ 3 - มีแทบทุกวัน แบบประเมินมีคะแนนรวมตั้งแต่ 0 - 27 คะแนน จำแนกเป็นระดับความรุนแรงของภาวะซึมเศร้า ได้แก่ 0 - 4 ไม่มีภาวะซึมเศร้า, 5 - 9 มีภาวะซึมเศร้าเล็กน้อย, 10 - 14 มีภาวะซึมเศร้าปานกลาง, 15 - 19 มีภาวะซึมเศร้ามาก และ 20 - 27 มีภาวะซึมเศร้ารุนแรง การศึกษาที่ใช้จุดตัดที่ 10 คะแนน ในการคัดกรองภาวะซึมเศร้าในระยะที่ 1 เนื่องจากเป็นค่ากลางที่นิยมใช้ในการวิจัยเพื่อคัดกรองภาวะซึมเศร้าโดยทั่วไป^{14,21} ภาวะซึมเศร้าจากการวินิจฉัยโดยจิตแพทย์เด็กและวัยรุ่น ได้แก่ major depressive disorder (MDD) และ persistent depressive disorder (dysthymia) อิงตามเกณฑ์การวินิจฉัย diagnostic and statistical manual of mental disorder, 5th edition (DSM-5)²² และประเมินความรุนแรงของภาวะซึมเศร้าโดยใช้ clinical global impressions scale (CGI)²³

การวิเคราะห์ข้อมูล ใช้สถิติเชิงพรรณนาเพื่อแสดงข้อมูลทั่วไป ทดสอบความเที่ยงแบบความสอดคล้องภายใน (internal consistency) โดยวิเคราะห์ Cronbach's alpha coefficient ทดสอบความตรงตามเกณฑ์ (criterion validity) ของคะแนน PHQ-A เทียบกับการวินิจฉัยโดยจิตแพทย์เด็กและวัยรุ่นซึ่งเป็นเกณฑ์มาตรฐาน (gold standard) และวิเคราะห์ความไว (sensitivity) ความจำเพาะ (specificity) Likelihood ratio และกราฟ ROC (receiver operating

characteristic curve) เพื่อพิจารณาจุดตัดคะแนนที่ดีที่สุด ในบริบทโรงเรียน

ผล

กลุ่มตัวอย่างที่จิตแพทย์วินิจฉัยว่ามีภาวะซึมเศร้ามีจำนวน 69 คน ประกอบด้วย MDD 22 คน และ dysthymia 47 คน และกลุ่มตัวอย่างที่จิตแพทย์ตรวจไม่พบภาวะซึมเศร้า 320 คน โดยผู้วิจัยตัดกลุ่มที่จิตแพทย์วินิจฉัยว่ามีภาวะซึมเศร้าจากปัญหาการปรับตัว (adjustment disorder) และกลุ่มโรควิตกกังวล (anxiety disorder) ออกไป 33 คน เนื่องจากมีบางอาการที่ใกล้เคียงกับโรคซึมเศร้าซึ่งส่งผลกระทบต่อการวิเคราะห์ความตรงของเครื่องมือ เหลือกลุ่มตัวอย่างในการวิเคราะห์ข้อมูล 389 คน กลุ่มซึมเศร้าส่วนใหญ่เป็นเพศหญิง ในขณะที่กลุ่มไม่ซึมเศร้ามีสัดส่วนของเพศใกล้เคียงกัน ทั้งสองกลุ่มมีสัดส่วนของอายุและระดับการศึกษาใกล้เคียงกัน ดังตารางที่ 1

ความเที่ยงแบบความสอดคล้องภายใน (internal consistency) ของ PHQ-A

ค่า Cronbach's alpha coefficient ของแบบประเมินทั้งฉบับเท่ากับ 0.88 อยู่ในระดับดี และไม่มีข้อคำถามใดที่เมื่อตัดออกไปแล้วทำให้ค่า alpha เพิ่มขึ้น โดยข้อ 7 และ 8 มีค่าสหสัมพันธ์กับคะแนนรวม (item-total correlation) ต่ำที่สุด (0.54 และ 0.57 ตามลำดับ) อยู่ในระดับกลาง ดังตารางที่ 2

ตารางที่ 1 จำนวนและร้อยละของกลุ่มซึมเศร้าและกลุ่มไม่ซึมเศร้า จำแนกตามเพศ อายุ และระดับการศึกษา

ปัจจัย		กลุ่มซึมเศร้า (n = 69)		กลุ่มไม่ซึมเศร้า (n = 320)	
		จำนวน	ร้อยละ	จำนวน	ร้อยละ
เพศ	ชาย (n = 175)	18	26.1	157	49.1
	หญิง (n = 214)	51	73.9	163	50.9
อายุ	11 - 14 ปี (n = 167)	32	46.4	135	42.2
	15 - 19 ปี (n = 222)	37	53.6	185	57.8
ระดับการศึกษาปัจจุบัน	ป.6 (n = 36)	4	5.8	32	10.0
	ม.ต้น (n = 147)	32	46.4	115	35.9
	ม.ปลาย (n = 162)	30	43.5	132	41.3
	ปวส. (n = 44)	3	4.3	41	12.8

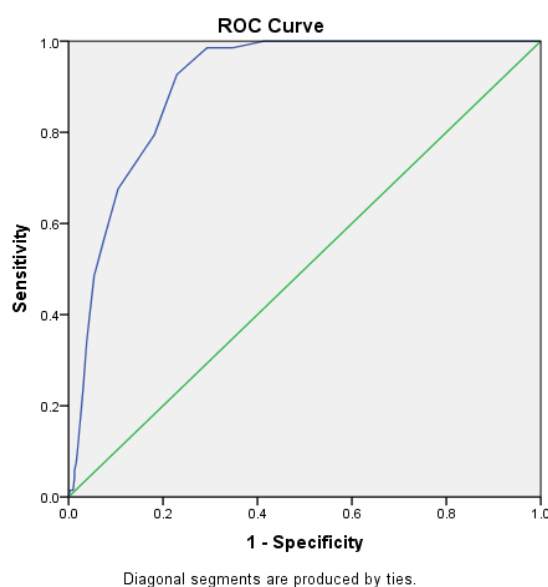
ความตรงตามเกณฑ์ (criterion validity) ของ PHQ-A

การวิเคราะห์ ROC ของแบบประเมินภาวะซึมเศร้า ในวัยรุ่น PHQ-A โดยการคำนวณ ความไว ความจำเพาะ และ positive likelihood ratio (LR+) เทียบกับการวินิจฉัย ของจิตแพทย์เด็กและวัยรุ่น พบว่า มีพื้นที่ใต้โค้ง (area under curve; AUC) เท่ากับ 0.91 (SD = 0.02, 95% CI = 0.88 - 0.94) ดังแผนภาพที่ 1

จุดตัดที่มีค่าความตรงที่น่าพอใจที่สุด คือ PHQ-A 10 คะแนน โดยมีความไวร้อยละ 93 และความจำเพาะ ร้อยละ 77 มีค่า predictive positive value (PPV) ร้อยละ 47 และค่า negative predictive value (NPV) ร้อยละ 98 การวิเคราะห์ likelihood ratio พบว่า วัยรุ่นที่ถูกวินิจฉัยว่ามี ภาวะซึมเศร้ามีโอกาสที่จะมีคะแนน PHQ-A ตั้งแต่ 10 คะแนน ขึ้นไปสูงกว่าวัยรุ่นที่ไม่มีภาวะซึมเศร้า 4 เท่า ดังตารางที่ 3

ตารางที่ 2 ค่า item-total correlation และ alpha if item deleted รายข้อคำถามของ PHQ-A

ข้อคำถาม PHQ-A	item-total correlation	alpha if item deleted
1. รู้สึกซึมเศร้า หงุดหงิด หรือสิ้นหวัง	0.66	0.86
2. เบื่อ ไม่ค่อยสนใจหรือไม่เพลิดเพลิน เวลาทำสิ่งต่าง ๆ	0.61	0.86
3. นอนหลับยาก รู้สึกง่วงทั้งวัน หรือนอนมากเกินไป	0.64	0.86
4. ไม่อยากอาหาร น้ำหนักลด หรือกินมากกว่าปกติ	0.62	0.86
5. รู้สึกเหนื่อยง่าย หรือไม่ค่อยมีพลัง	0.66	0.86
6. รู้สึกแสบกับตัวเอง หรือรู้สึกว่าตัวเองล้มเหลว หรือทำให้ตัวเองหรือครอบครัวผิดหวัง	0.67	0.86
7. จดจ่อกับสิ่งต่าง ๆ ได้ยาก เช่น ทำการบ้าน อ่านหนังสือ หรือดูโทรทัศน์	0.54	0.87
8. พูดหรือทำอะไรช้าลงมากจนคนอื่นสังเกตเห็นได้ หรือในทางตรงกันข้ามคือ กระสับกระส่ายหรือ กระวนกระวาย จนต้องเคลื่อนไหวไปมามากกว่าปกติ	0.57	0.87
9. คิดว่าถ้าตายไปเสียจะดีกว่า หรือคิดจะทำร้ายตัวเองด้วยวิธีใดวิธีหนึ่ง	0.63	0.86



แผนภาพที่ 1 แสดงผลการวิเคราะห์ receiver operating characteristic (ROC) ระหว่างคะแนน PHQ-A กับผลการวินิจฉัยโดยจิตแพทย์เด็กและวัยรุ่น

ระดับความรุนแรงของภาวะซึมเศร้าจากคะแนน PHQ-A กับการวินิจฉัยของจิตแพทย์

เมื่อจำแนกกลุ่มตัวอย่างตามระดับความรุนแรงของภาวะซึมเศร้าที่ได้จากคะแนน PHQ-A เทียบกับการวินิจฉัยความรุนแรงของภาวะซึมเศร้าโดยจิตแพทย์ พบว่า กลุ่มที่แพทย์วินิจฉัยซึมเศร้าส่วนใหญ่มีคะแนน PHQ-A ในช่วงซึมเศร้าปานกลางถึงมาก (10 - 19 คะแนน) โดยกลุ่มที่แพทย์วินิจฉัย MDD ส่วนใหญ่ (ร้อยละ 68.2) มีคะแนนอยู่ในระดับ

ซึมเศร้ามาก (15 - 19 คะแนน) ในขณะที่กลุ่ม dysthymia ครึ่งหนึ่ง (ร้อยละ 55.3) มีคะแนนอยู่ในช่วงซึมเศร้าปานกลาง 10 - 14 คะแนน ส่วนกลุ่มไม่ซึมเศร้าส่วนใหญ่ (ร้อยละ 77.5) มีคะแนน PHQ-A ต่ำกว่า 10 คะแนน และ 1 ใน 5 (ร้อยละ 22.5) มีคะแนน PHQ-A อยู่ในระดับซึมเศร้าปานกลางขึ้นไป นอกจากนี้ กลุ่มตัวอย่างที่มีคะแนน PHQ-A ในระดับซึมเศร้ารุนแรง (20 คะแนนขึ้นไป) มีการกระจายอยู่ในกลุ่มซึมเศร้าและกลุ่มไม่ซึมเศร้า ดังตารางที่ 4

ตารางที่ 3 คุณภาพของเครื่องมือ (ความไว ความจำเพาะ และ positive likelihood ratio) จำแนกตามจุดตัดของคะแนน PHQ-A

คะแนน PHQ-A	sensitivity (ร้อยละ)	specificity (ร้อยละ)	likelihood ratio (LR+)
≥5	100	40	1.7
≥6	100	50	2.0
≥7	100	59	2.4
≥8	99	66	2.8
≥9	99	71	3.4
≥10	93	77	4.0
≥11	79	82	4.4
≥12	74	86	5.3
≥13	68	89	6.2
≥14	56	93	8.0
≥15	49	95	9.8

ตารางที่ 4 จำนวนและร้อยละของกลุ่มตัวอย่าง จำแนกตามระดับความรุนแรงของภาวะซึมเศร้าจากคะแนน PHQ-A กับการวินิจฉัยของจิตแพทย์

การวินิจฉัยของแพทย์	ระดับความรุนแรงของภาวะซึมเศร้า ตามคะแนน PHQ-A									
	ไม่มีภาวะซึมเศร้า (0 - 4)		ซึมเศร้าเล็กน้อย (5 - 9)		ซึมเศร้าปานกลาง (10 - 14)		ซึมเศร้ามาก (15 - 19)		ซึมเศร้ารุนแรง (20 - 27)	
	จำนวน	ร้อยละ	จำนวน	ร้อยละ	จำนวน	ร้อยละ	จำนวน	ร้อยละ	จำนวน	ร้อยละ
กลุ่มซึมเศร้า (n = 69)	0	0.0	5	7.2	31	44.9	28	40.6	5	7.2
MDD (n = 22)	0	0.0	1	4.5	5	22.7	15	68.2	1	4.5
Dysthymia (n = 47)	0	0.0	4	8.5	26	55.3	13	27.7	4	8.5
กลุ่มไม่ซึมเศร้า (n = 320)	130	40.6	118	36.9	55	17.2	12	3.8	5	1.6

วิจารณ์

ผลการศึกษาคุณภาพของเครื่องมือแบบประเมินภาวะซึมเศร้าในวัยรุ่น (PHQ-A) ในบริบทโรงเรียนพบว่าแบบประเมินมีความเที่ยงแบบความสอดคล้องภายในอยู่ในระดับดี (Cronbach's alpha coefficient = 0.88) โดยรวมไม่มีข้อคำถามใดที่เมื่อตัดออกแล้วทำให้ความเที่ยงแบบความสอดคล้องภายในเพิ่มขึ้น อย่างไรก็ตาม ข้อคำถามที่ 7 (จดจ่อกับสิ่งต่าง ๆ ได้ยาก...) มีค่าความสัมพันธ์กับคะแนนรวมต่ำที่สุด ($r = 0.54$) สอดคล้องกับผลการศึกษาในกลุ่มผู้ป่วยในคลินิกจิตเวชเด็กและวัยรุ่น¹³ ซึ่งอธิบายได้ว่าปัญหาด้านสมาธิไม่จัดจ้านเป็นอาการที่สามารถเกิดได้ในวัยรุ่นทั่วไปที่มีความเครียดหรือมีปัญหาสุขภาพจิตอื่นที่ไม่ใช่ภาวะซึมเศร้า รวมถึงเป็นอาการร่วมที่พบได้ในโรคอื่น ๆ เช่น สมาธิสั้น²² จึงเป็นข้อคำถามที่ไม่จำเพาะในการใช้ระบุภาวะซึมเศร้าทั้งในบริบทคลินิกและในชุมชน และควรใช้พิจารณาร่วมกับข้อคำถามของอาการอื่น ๆ

การวิเคราะห์ความตรงตามเกณฑ์ของคะแนน PHQ-A เทียบกับการวินิจฉัยโดยจิตแพทย์เด็กและวัยรุ่นด้วยการวิเคราะห์ ROC พบค่า AUC เท่ากับ 0.91 ซึ่งอยู่ในระดับดีมาก ที่จุดตัดที่ 10 คะแนนขึ้นไปมีความไวและความจำเพาะในระดับที่น่าพอใจ (ความไวร้อยละ 93 ความจำเพาะร้อยละ 77) ซึ่งสอดคล้องกับค่ากลางมาตรฐานของเครื่องมือ PHQ-9 และ PHQ-A ต้นฉบับ^{14,15} โดยเป็นค่าจุดตัดที่ใช้กันอย่างแพร่หลาย^{15,19,24} แต่แตกต่างจากผลการศึกษา PHQ-A ฉบับภาษาไทยในผู้ป่วยวัยรุ่นไทยในคลินิกจิตเวชเด็กและวัยรุ่น¹³ ซึ่งได้จุดตัดที่ดีที่สุดที่ 8 คะแนน (ความไวร้อยละ 76 ความจำเพาะร้อยละ 81) ในขณะที่จุดตัดที่ 10 คะแนน มีความไวค่อนข้างต่ำ (ความไวร้อยละ 61 ความจำเพาะร้อยละ 90) สอดคล้องกับผลการศึกษาทบทวนวรรณกรรมด้วยวิธี meta-analysis เพื่อหาจุดตัดที่ดีที่สุดของ PHQ-9 จากงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง 18 เรื่องที่พบว่า เมื่อใช้จุดตัดที่ 10 คะแนน ผลการศึกษาในสถานพยาบาลระดับปฐมภูมิและในชุมชนมีความไวสูงกว่าผลการศึกษาในกลุ่มผู้ป่วยในโรงพยาบาล ในขณะที่ความจำเพาะไม่แตกต่างกันมากนัก²¹

ดังนั้นการพิจารณาคะแนนจุดตัดอาจขึ้นอยู่กับวัตถุประสงค์ของการใช้เครื่องมือ หากต้องการคัดกรองกลุ่มเสี่ยงในโรงเรียนหรือชุมชนให้ได้มากที่สุดเพื่อเข้าสู่กระบวนการวินิจฉัยและดูแลช่วยเหลือ อาจเลือกใช้จุดตัดที่ 7 คะแนนขึ้นไป (ความไวร้อยละ 100 ความจำเพาะร้อยละ 59)

จากการวิจัยทบทวนวรรณกรรมอย่างเป็นระบบพบว่า จุดตัดที่ดีที่สุดของแบบประเมิน PHQ-9 ในการวินิจฉัยภาวะซึมเศร้าไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญระหว่างการศึกษาในสถานบริการสาธารณสุขระดับปฐมภูมิ โรงพยาบาล โรงเรียน และชุมชน²¹ อย่างไรก็ตาม การศึกษาคุณภาพของเครื่องมือ PHQ-A และ PHQ-9 ในวัยรุ่นยังมีจำนวนค่อนข้างน้อยและมักศึกษาในสถานบริการสาธารณสุขมากกว่าในโรงเรียน^{15,19,24,25} และพบความแตกต่างของผลการวิจัยจุดตัดที่ดีที่สุดในแต่ละงานวิจัย ตัวอย่างเช่น การศึกษา PHQ-9 ในวัยรุ่นอายุ 13 - 17 ปีที่มารับบริการในหน่วยบริการสุขภาพในสหรัฐอเมริกา พบค่าจุดตัดที่ดีที่สุดที่ 11 คะแนนขึ้นไป (ความไวร้อยละ 89.5 และความจำเพาะร้อยละ 77.5)²⁵ ส่วนการศึกษาในโรงเรียนมีการศึกษาคุณภาพของ PHQ-9 ในนักเรียนระดับมัธยมศึกษาตอนปลายในไต้หวันพบว่า จุดตัดที่ดีที่สุดคือ 15 คะแนนขึ้นไป (ความไวร้อยละ 72 และความจำเพาะร้อยละ 95)²⁶ การศึกษาคุณภาพของการคัดกรองด้วย PHQ-9 ผ่านทางอินเทอร์เน็ตในนักศึกษามหาวิทยาลัยในประเทศจีนได้จุดตัดที่ดีที่สุดที่ 10 คะแนน (ความไวร้อยละ 74 และความจำเพาะร้อยละ 85)²⁷ ส่วนการศึกษาในนักเรียนอายุ 14 - 18 ปีในประเทศอินเดียพบว่า จุดตัดคะแนนที่ดีที่สุดสำหรับการคัดกรองภาวะซึมเศร้าในนักเรียนคือ 5 คะแนนขึ้นไป (ความไวร้อยละ 87 และความจำเพาะร้อยละ 80) ในขณะที่การใช้จุดตัดที่ 10 คะแนนขึ้นไปตามมาตรฐานเครื่องมือก็มีความสัมพันธ์กับผลการวินิจฉัยทางคลินิกในระดับดีเช่นกัน²⁸

การศึกษา PHQ-A ฉบับภาษาไทยดูในนักเรียนปากีสถานแบ่งระดับความรุนแรงของภาวะซึมเศร้าตามข้อแนะนำของ PHQ-A ต้นฉบับ ซึ่งมีประโยชน์ในการจำแนกกลุ่มและติดตามความรุนแรงของภาวะซึมเศร้ามากกว่าการใช้เพียงจุดตัดคะแนนเพียงจุดเดียว²⁹ สอดคล้องกับข้อแนะนำในการคัดกรองภาวะซึมเศร้าในโรงเรียนสำหรับพยาบาล

ประจำโรงเรียน ที่แนะนำให้ใช้แนวทางการแบ่งกลุ่มความรุนแรงของภาวะซึมเศร้าตามคะแนนของแบบประเมินเพื่อเป็นประโยชน์ในการคัดกรองและดูแลช่วยเหลือ³⁰ เช่นเดียวกับผลการทบทวนวรรณกรรมอย่างเป็นระบบของทีมผู้พัฒนา PHQ-9 ที่ได้ให้ข้อเสนอแนะในการใช้งาน PHQ-9 และ PHQ-A ว่า แม้ว่าจุดตัดที่ดีที่สุดคือ 10 คะแนนขึ้นไป แต่การแบ่งจุดตัดที่ 5, 10, และ 15 คะแนนเพื่อจัดระดับความรุนแรงของภาวะซึมเศร้ามีประโยชน์ในการคัดกรอง ประเมิน และติดตามอาการได้ดี ทั้งในบริบทคลินิก โรงเรียน และชุมชน²⁴

การเปรียบเทียบความรุนแรงของภาวะซึมเศร้าตามคะแนน PHQ-A กับผลการวินิจฉัยของจิตแพทย์พบว่า กลุ่มที่ได้รับการวินิจฉัยว่ามีภาวะซึมเศร้าส่วนใหญ่มีคะแนน PHQ-A ตั้งแต่ 10 คะแนนขึ้นไป และในกลุ่มนี้ไม่มีคนที่ทำคะแนนได้ต่ำกว่า 5 คะแนน ซึ่งสนับสนุนการใช้จุดตัดที่ 10 คะแนนขึ้นไปในการคัดกรองกลุ่มเสี่ยงและกลุ่มป่วยภาวะซึมเศร้าในบริบทโรงเรียน นอกจากนี้คะแนน PHQ-A มีความสอดคล้องกับระดับความรุนแรงในกลุ่มโรคซึมเศร้าตามเกณฑ์ DSM-5 โดยในกลุ่มวัยรุ่นที่ได้รับการวินิจฉัยเป็น MDD ส่วนใหญ่ประเมินอาการตนเองอยู่ในระดับซึมเศร้ามาก ในขณะที่ครึ่งหนึ่งของกลุ่มที่ได้รับการวินิจฉัยเป็น dysthymia ประเมินอาการตนเองอยู่ในระดับซึมเศร้าปานกลาง

อย่างไรก็ตาม ผลการศึกษาพบว่า ร้อยละ 23 ของกลุ่มวัยรุ่นที่ไม่ได้รับการวินิจฉัยว่ามีภาวะซึมเศร้าได้ประเมินอาการตนเองว่ามีภาวะซึมเศร้า (PHQ-A 10 คะแนนขึ้นไป) บ่งชี้ถึงแนวโน้มการมีภาวะความเครียด ปัญหาความสัมพันธ์ และมองตนเองในลักษณะซึมเศร้า ซึ่งอาจเพิ่มหรือลดได้ตามสถานการณ์ชีวิตและภาวะเครียดกดดันที่เผชิญ อีกทั้งช่วงเวลาในการทำแบบประเมินก็มีความสำคัญเช่นกัน สอดคล้องกับการศึกษาที่พบว่า คะแนนจากการประเมินตนเองในกลุ่มวัยรุ่นมีแนวโน้มเป็นผลบวกสูง (false positive) มากกว่าในผู้ใหญ่²⁵ ซึ่งเป็นไปได้ว่าระดับการรับรู้ตนเอง (threshold) ว่ามีภาวะซึมเศร้าของวัยรุ่นอาจแตกต่างจากผู้ใหญ่ อีกทั้งข้อคำถามใน PHQ-A มีความเชื่อมโยงกับปัญหาสุขภาพจิตอื่น ๆ ที่เกิดขึ้นได้บ่อยในวัยรุ่น เช่น ปัญหาการปรับตัวและความเครียด ดังนั้น ผลการประเมินความรุนแรงของอาการซึมเศร้าด้วยตนเอง

จากแบบประเมินที่สูงกว่าการประเมินโดยบุคลากรสาธารณสุข อาจสะท้อนถึงการต้องการความช่วยเหลือของวัยรุ่น ดังนั้น ผู้ดูแลที่เกี่ยวข้องไม่ว่าจะเป็น ครู ผู้ปกครอง หรือแพทย์ จึงไม่ควรแสดงถึงความไม่เชื่อ ต่ำหยา หรือคัดค้าน แต่ควรใช้ PHQ-A เป็นเครื่องมือช่วยในการรับฟังรายละเอียดและให้การช่วยเหลือตามความเหมาะสมกับปัญหา

การศึกษาครั้งนี้แสดงให้เห็นว่า PHQ-A เป็นแบบประเมินที่สามารถใช้ในการคัดกรองภาวะซึมเศร้าในวัยรุ่นในบริบทโรงเรียนได้ อย่างไรก็ตามเครื่องมือนี้ไม่สามารถใช้ในการวินิจฉัยโรคซึมเศร้าได้ จึงควรมีการวินิจฉัยยืนยันด้วยการสัมภาษณ์ทางคลินิกโดยแพทย์ผู้เชี่ยวชาญ การศึกษาครั้งนี้ยังพบข้อจำกัดของเครื่องมือในการคัดกรองกลุ่มวัยรุ่นที่มีอาการซึมเศร้าจากกลุ่มปัญหาการปรับตัว (adjustment disorders) และกลุ่มโรควิตกกังวล (anxiety disorder) ซึ่งมีอาการบางส่วนใกล้เคียงกับภาวะซึมเศร้าและมีคะแนน PHQ-A ค่อนข้างสูง จึงควรศึกษาวิจัยเฉพาะในวัยรุ่นที่มีกลุ่มโรคดังกล่าวต่อไป นอกจากนี้กลุ่มตัวอย่างในการศึกษานี้ไม่ครอบคลุมถึงวัยรุ่นที่อยู่นอกระบบการศึกษาซึ่งอาจเป็นกลุ่มเปราะบางหรือขาดโอกาสทางการศึกษา และอาจมีลักษณะเฉพาะและโอกาสเสี่ยงต่อปัญหาสุขภาพจิตและภาวะซึมเศร้า ในอนาคตจึงควรศึกษาการนำ PHQ-A ไปใช้ในวัยรุ่นกลุ่มนี้เช่นกัน

สรุป

แบบประเมิน PHQ-A ฉบับภาษาไทยสามารถใช้คัดกรองภาวะซึมเศร้าเบื้องต้นในวัยรุ่นอายุ 11 ปีขึ้นไปในบริบทโรงเรียน เพื่อให้คำแนะนำเบื้องต้นกับนักเรียนกลุ่มเสี่ยงหรือกลุ่มที่เริ่มมีอาการ รวมถึงเป็นข้อบ่งชี้ในการส่งต่อเพื่อการวินิจฉัยและบำบัดรักษาโดยผู้เชี่ยวชาญต่อไป โดยจุดตัดที่เหมาะสมคือ 10 คะแนนขึ้นไป ซึ่งมีความไวและความจำเพาะในระดับดี หรืออาจปรับคะแนนจุดตัดหรือจัดกลุ่มระดับความรุนแรงของภาวะซึมเศร้าตามเกณฑ์คะแนนของแบบประเมิน โดยพิจารณาตามความเหมาะสมของบริบทและวัตถุประสงค์ของการใช้แบบประเมิน

กิตติกรรมประกาศ

โครงการวิจัยสำรวจความชุกภาวะซึมเศร้าในวัยรุ่นได้รับการสนับสนุนงบประมาณจากองค์การยูนิเซฟ ประเทศไทย ภายใต้โครงการศึกษาวิจัยเพื่อดำเนินงานส่งเสริมศักยภาพและส่งเสริมสุขภาพจิตเด็กและวัยรุ่นไทยยุคใหม่ (smart citizen) ขอขอบคุณบุคลากรสาธารณสุขและบุคลากรทางการศึกษาในเขตพื้นที่ 4 จังหวัดที่ช่วยอำนวยความสะดวกภาคสนาม

เอกสารอ้างอิง

- American Psychological Association. Clinical practice guideline for the treatment of depression across three age cohorts [Internet]. Washington, DC: American Psychological Association; 2019 [cited 2021 Nov 25]. Available from <https://www.apa.org/depression-guideline>
- Guidelines on mental health promotive and preventive interventions for adolescents: helping adolescents thrive. Executive summary. Geneva: World Health Organization; 2021.
- World Health Organization (WHO). Mental health status of adolescents in south-east Asia: evidence for action [Internet]. New Delhi: World Health Organization, Regional Office for South-East Asia; 2017 [cited 2018 Nov 16]. Available from: <http://apps.who.int/iris/handle/10665/254982>
- GBD 2015 Disease and Injury Incidence and Prevalence Collaborators. Global, regional, and national incidence, prevalence, and years lived with disability for 310 diseases and injuries, 1990-2015: a systematic analysis for the global burden of disease study 2015. *Lancet*. 2016;388(10053):1545-602. doi:10.1016/S0140-6736(16)31678-6.
- Jones PB. Adult mental health disorders and their age at onset. *Br J Psychiatry Suppl*. 2013;54:s5-10. doi:10.1192/bjp.bp.112.119164.
- Nelson J, Klumparendt A, Doebler P, Ehring T. Childhood maltreatment and characteristics of adult depression: meta-analysis. *Br J Psychiatry*. 2017(2);201;96-104. doi:10.1192/bjp.bp.115.180752.
- World Health Organization. Health for the world's adolescents: a second chance in the second decade. Geneva: World Health Organization; 2014.
- World Health Organization. Depression and other common mental disorders: global health estimates. Geneva: World Health Organization; 2017.
- ราชวิทยาลัยกุมารแพทย์แห่งประเทศไทย, ชมรมจิตแพทย์เด็กและวัยรุ่นแห่งประเทศไทย และสถาบันสุขภาพจิตเด็กและวัยรุ่นราชนครินทร์. คู่มือปฏิบัติการดูแลวัยรุ่นที่มีภาวะซึมเศร้า สำหรับบุคลากรสาธารณสุขและบุคลากรทางการศึกษา ตามแนวทางการดูแลวัยรุ่นที่มีภาวะซึมเศร้า [A practical guide to caring for adolescents with depression]. กรุงเทพฯ: ปิยอนด์ พับลิชชิง; 2561.
- Siu AL, US Preventive Services Task Force. Screening for depression in children and adolescents: US preventive services task force recommendation statement. *Pediatrics*. 2016;137(3):e20154467. doi:10.1542/peds.2015-4467.
- Zuckerbrot RA, Cheung A, Jensen PS, Stein REK, Laraque D, GLAD-PC steering group. Guidelines for adolescent depression in primary care (GLAD-PC): Part I. Practice preparation, identification, assessment, and initial management. *Pediatrics*. 2018;141(3);e20174081. doi:10.1542/peds.2017-4081.
- National Institute for Health and Care Excellence (NICE). Depression in children and young people: identification and management [NICE guideline no. 134]. National Institute for Health and Care Excellence; 2019 [cited 2021 Nov 25]. Available from: www.nice.org.uk/guidance/ng134
- Panyawong W, Pavasuthipaisit C, Santitadukul R. Validation of the Thai version of the patient health questionnaire for adolescents (PHQ-A) in adolescent psychiatric patients. *Int J Child Dev Ment Health*. 2020;8(1);30-40.
- Kronke K, Spitzer RL, Williams JB. The PHQ-9: validity of a brief depression severity measure. *J Gen Intern Med*. 2001;16(9):606-13. doi:10.1046/j.1525-1497.2001.016009606.x.

15. Johnson JG, Harris ES, Spitzer RL, Williams JBW. The patient health questionnaire for adolescents: validation of an instrument for the assessment of mental disorders among adolescent primary care patients. *J Adolesc Health*. 2002;30(3):196-204. doi:10.1016/s1054-139x(01)00333-0.
16. Beirão D, Monte H, Amaral M, Longras A, Matos C, Villas-Boas F. Depression in adolescence: a review. *Middle East Curr Psychiatry*. 2020;27(50). doi:10.1186/s43045-020-00050-z.
17. วิมลวรรณ ปัญญาทอง, รัตนศักดิ์ สันติธาดากุล, โชษิตา ภาวสุทธิไพศิฐ. ความชุกของภาวะซึมเศร้าและความเสี่ยงฆ่าตัวตายในวัยรุ่นไทย: การสำรวจโรงเรียนใน 13 เขตสุขภาพ [Prevalence of depression and suicidal risks in Thai adolescents: a survey in schools from 13 health areas]. *วารสารสุขภาพจิตแห่งประเทศไทย*. 2563;28(2):136-49.
18. สำนักนโยบายและยุทธศาสตร์ กระทรวงสาธารณสุข. ประชากรกลางปี 59 [Mid population 2559] [อินเทอร์เน็ต]. นนทบุรี: กระทรวงสาธารณสุข; 2560 [สืบค้นเมื่อวันที่ 15 ม.ค. 2561]. จาก: http://bps.moph.go.th/new_bps/sites/default/files/Mid%20Population%202559.pdf
19. Krejcie RV, Morgan DW. Determining sample size for research activities. *Educ Psychol Meas*. 1970;30(3):607-10.
20. Thapar A, Collishaw S, Pine DS, Thapar AK. Depression in adolescence. *Lancet*. 2012;379(9820):1056-67. doi:10.1016/S0140-6736(11)60871-4.
21. Manea L, Gilbody S, McMillan D. Optimal cut-off score for diagnosing depression with the patient health questionnaire (PHQ-9): a meta-analysis. *CMAJ*. 2012;184(3):e191-6. doi:10.1503/cmaj.110829.
22. American Psychiatric Association. Diagnostic and statistical manual of mental disorder. 5th ed. Arlington VA: American Psychiatric Association; 2013. p. 155-88.
23. Busner J, Targum SD. The clinical global impressions scale: applying a research tool in clinical practice. *Psychiatry (Edgmont)*. 2007;4(7):29-37.
24. Kroenke K, Spitzer RL, Williams JBW, Löwe B. The patient health questionnaire somatic, anxiety, and depressive symptom scales: a systematic review. *Gen Hosp Psychiatry*. 2010;32:345-59. doi:10.1016/j.genhosppsych.2010.03.006
25. Richardson LP, McCauley E, Grossman DC, McCarty CA, Richards J, Russo JE, et al. Evaluation of the patient health questionnaire-9 item for detecting major depression among adolescents. *Pediatrics*. 2010;126(6):1117-23. doi:10.1542/peds.2010-0852.
26. Tsai FJ, Huang YH, Liu HC, Huang KY, Huang YH, Liu SI. Patient health questionnaire for school-based depression screening among Chinese adolescents. *Pediatrics*. 2014;133(2):e402e9. doi:10.1542/peds.2013-0204.
27. Du N, Yu K, Ye Y, Chen. Validity study of patient health questionnaire-9 items for internet screening in depression among Chinese university students. *Asia Pac Psychiatry*. 2017;9:e12266. doi:10.1111/appy.12266.
28. Ganguly S, Samanta M, Roy P, Chatterjee S, Kaplan DW, Basu B. Patient health questionnaire-9 as an effective tool for screening of depression among Indian adolescents. *J Adolesc Health*. 2013;52:546-51. doi:10.1016/j.jadohealth.2012.09.012.
29. Naveed S, Waqas A, Memon AR, Jabeen M, Sheikh MH. Cross-cultural validation of the Urdu translation of the patient health questionnaire for adolescents among children and adolescents at a Pakistani school. *Public Health*. 2019;168:59-66. doi:10.1016/j.puhe.2018.11.022.
30. Law WC, McClanahan R, Weismuller PC. Depression screening in the school setting identification of the depressed adolescent. *NASN Sch Nurse*. 2017;32(6):364-70. doi:10.1177/1942602X17726095.

นิพนธ์ต้นฉบับ

ผลของโปรแกรมการส่งเสริมการปรับตัวในครอบครัวและชุมชน ตามแนวคิดของรอย สำหรับผู้ป่วยติดสุราหลังจำหน่ายออกจากโรงพยาบาล

วันรับ : 14 กรกฎาคม 2564

วันแก้ไข : 7 กุมภาพันธ์ 2565

วันตอบรับ : 18 กุมภาพันธ์ 2565

บุษกร สมบูรณ์, พย.ม.¹, สุนทรี ศรีโกสย, พย.ด.²

โรงพยาบาลสวนปรุง กรมสุขภาพจิต¹,

สถาบันพัฒนาการเด็กราชนครินทร์ กรมสุขภาพจิต²

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ : เพื่อทดสอบผลของโปรแกรมการส่งเสริมการปรับตัวในครอบครัวและชุมชน ต่อการปรับตัว ร้อยละของจำนวนวันหยุดดื่ม ระดับความรุนแรงของการติดสุรา และจำนวนการกลับมารักษารักษาซ้ำแบบผู้ป่วยใน

วิธีการ : การวิจัยเชิงทดลองแบบสุ่มและมีกลุ่มควบคุม กลุ่มตัวอย่าง คือ ผู้ติดสุราที่ได้รับการรักษาแบบผู้ป่วยใน สุ่มเข้ากลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุมด้วยวิธีจับสลาก กลุ่มละ 30 คน กลุ่มควบคุมได้รับการดูแลแบบปกติ กลุ่มทดลองได้รับการดูแลแบบปกติร่วมกับโปรแกรมการส่งเสริมการปรับตัวในครอบครัวและชุมชนตามแนวคิดของรอย ในสัปดาห์เตรียมจำหน่าย วันละ 60 นาที 4 วันติดต่อกัน เก็บรวบรวมข้อมูลด้วยแบบวัดการปรับตัวของผู้ติดสุรา ปฏิทินบันทึกการดื่มสุรา และแบบวัดความรุนแรงของการติดสุรา วิเคราะห์ข้อมูลด้วย chi-square test, independent t-test, Mann-Whitney U test และ repeated measures ANOVA

ผล : การติดตามที่ 3 เดือน กลุ่มทดลองมีการปรับตัวด้านอัตมโนทัศน์ ด้านบทบาทหน้าที่ และด้านการพึ่งพาระหว่างกัน (mean difference [MD] = 4.15, $p = .023$; MD = 5.56, $p = .005$, MD = 4.48, $p = .014$ ตามลำดับ) และร้อยละของจำนวนวันหยุดดื่มสุราสูงกว่ากลุ่มควบคุม (MD = 47.62, $p < .001$) และมีระดับความรุนแรงของการติดสุรต่ำากกลุ่มควบคุม (MD = -13.73, $p < .001$) ส่วนจำนวนการกลับมารักษารักษาซ้ำมีแนวโน้มลดลงแต่ไม่แตกต่างกันระหว่างสองกลุ่ม

สรุป : โปรแกรมการส่งเสริมการปรับตัวในครอบครัวและชุมชนตามแนวคิดของรอยช่วยให้ผู้ติดสุรามีการปรับตัวที่ดีขึ้น ลดจำนวนวันหยุดดื่ม และลดความรุนแรงของการติดสุรา

คำสำคัญ : การติดสุรา การปรับตัว ครอบครัว ชุมชน ทฤษฎีรอย

ติดต่อผู้พิมพ์ : บุษกร สมบูรณ์; e-mail: buska_pingky@hotmail.co.th

Original article

Effect of adaptation to family and community promotion program based on Roy's adaptation model for alcoholic patients after discharge from the hospital

Received : 14 July 2021

Revised : 7 February 2022

Accepted : 18 February 2022

Bussakorn Somboon, M.Ns.¹, Soontaree Srikosai, Ph.D.²

Suanprung Psychiatric Hospital, Department of Mental Health¹,

Rajanagarindra Institute of Child Development, Department of Mental Health²

Abstract

Objective: To examine the effect of promotion program for adaptation to family and community on adaptation, percentage of abstinent days, severity of alcohol dependence, and re-hospitalization.

Methods: A randomized controlled trial was conducted among alcohol-dependent patients at inpatient department. Participants were randomly assigned to either the experimental group receiving the adaptation to family and community promotion program based on Roy's adaptation model with regular care (n = 30) or the control group receiving only regular care (n = 30). The program was individually implemented a week before discharge, 60 minutes a day, for four days. Adaptive behaviors, daily alcohol intake, and severity of alcohol dependence were assessed at baseline, one week, and three weeks after discharge. Data were analyzed by using chi-square test, independent t-test, Mann-Whitney U test, and repeated measures ANOVA.

Results: At three months follow-up, the experimental group showed higher scores of the self-concept, role function, and interdependence modes of adaptation (mean difference [MD] = 4.15, p = .023; MD = 5.56, p = .005; MD = 4.48, p = .014, respectively), higher percentage of abstinent days (MD = 47.62, p < .001), and lower dependence severity (MD = -13.73, p < .001) than the control group. The number of re-hospitalization of the experimental group was not significantly lower than the control group.

Conclusion: The adaptation to family and community promotion program based on Roy's adaptation model can promote adaptive behaviors, increase abstinent days, and reduce the severity of dependence among alcohol-dependent patients.

Keywords: adaptation, alcohol dependence, community, family, Roy's theory

Corresponding author: Bussakorn Somboon; e-mail: buska_pingky@hotmail.co.th

ความรู้เดิม : มีการบำบัดทางจิตสังคมสำหรับผู้ป่วยโรคติดสุรา ก่อนจำหน่ายออกจากโรงพยาบาล แต่ยังไม่มียุทธศาสตร์การบำบัดทางจิตสังคมที่ส่งเสริมการปรับตัวต่อสิ่งเร้าทางตรงและทางอ้อมที่มีผลต่อการกลับไปดื่มสุราซ้ำ

ความรู้ใหม่ : ได้โปรแกรมการส่งเสริมการปรับตัวในครอบครัวและชุมชนของผู้ป่วยติดสุราก่อนจำหน่ายออกจากโรงพยาบาลที่ส่งเสริมการปรับตัวที่เหมาะสมต่อสิ่งเร้าตรง สิ่งเร้าร่วม และสิ่งเร้าแฝงที่เกี่ยวข้องกับความเสี่ยงในการดื่มสุรา เพิ่มจำนวนวันหยุดดื่มสุรา และลดความรุนแรงของการติดสุราของผู้ป่วย

ประโยชน์ที่จะนำไปใช้ : ใช้เป็นโปรแกรมเตรียมจำหน่ายผู้ป่วยโรคติดสุรา เพื่อส่งเสริมการปรับตัวต่อสิ่งเร้าที่เกี่ยวข้องกับความเสี่ยงในการกลับไปดื่มสุราซ้ำของผู้ป่วย

บทนำ

ปัจจุบันการดื่มแอลกอฮอล์ยังคงเป็นปัญหาสาธารณสุขที่สำคัญ การศึกษาสถานการณ์การบริโภคเครื่องดื่มแอลกอฮอล์ในประเทศไทย พ.ศ. 2560 พบว่าภาคเหนือและภาคตะวันออกเฉียงเหนือมีความชุกของนักดื่มทั้งในกลุ่มผู้ใหญ่และกลุ่มวัยรุ่นสูงกว่าภูมิภาคอื่น จังหวัดที่มีดัชนีความเสี่ยงต่อปัญหาจากการดื่มแอลกอฮอล์สูงที่สุด ได้แก่ ลำปาง เชียงราย พะเยา โขงเจียม จันทบุรี และสุโขทัย¹ การสำรวจปัญหาสุขภาพจิตในคนไทยระดับชาติ ปี พ.ศ. 2556 ประเมินการว่าคนไทยอายุ 18 ปีขึ้นไป 2.7 ล้านคน มีความผิดปกติพฤติกรรมกรรมการบริโภคเครื่องดื่มแอลกอฮอล์ (alcohol use disorders)² การบำบัดรักษาผู้ติดสุราแบ่งเป็นการรักษาด้วยยาและการบำบัดทางจิตสังคม ผลของการบำบัดขึ้นอยู่กับหลายปัจจัย เช่น ความรู้และทักษะของผู้ให้บริการ ความรุนแรงในการติดสุรา และปัญหาอื่นที่พบร่วม เช่น โรคทางจิตเวช โรคทางกาย ครอบครัว สิ่งแวดล้อม และแหล่งสนับสนุนทางสังคม³ แม้ว่าปัจจุบันการรักษาโรคติดสุรามีความก้าวหน้ามากขึ้น แต่ยังมีผู้ป่วยร้อยละ 80.0 กลับไปดื่มสุราซ้ำ^{4,5} การศึกษาการดำเนินโรคของโรคติดสุราหลังจำหน่ายออกจาก

โรงพยาบาลพบว่า ร้อยละ 58.1 ของผู้ป่วยมีอาการติดสุราและกลับมารักษาซ้ำแบบผู้ป่วยในภายใน 1 ปี โดยร้อยละ 16.6 กลับมารักษาซ้ำภายใน 1 เดือน ร้อยละ 32.5 กลับมารักษาซ้ำภายใน 2 - 6 เดือน และร้อยละ 50.9 กลับมารักษาซ้ำภายในเดือนที่ 7 - 12⁶ การกลับไปดื่มสุราซ้ำมีความสัมพันธ์กับความรุนแรงของโรคที่มากขึ้น ส่งผลกระทบต่อประสิทธิภาพการรู้คิด เช่น ทักษะด้านการบริหารจัดการ (executive function) บกพร่อง⁷ เพิ่มความเสี่ยงในการเกิดสมองเสื่อม⁸ เพิ่มภาระของผู้ดูแล⁹ และเป็นภาระทางเศรษฐกิจ¹⁰

สาเหตุของการกลับไปดื่มสุราซ้ำจนทำให้มีอาการกำเริบและกลับมารักษาซ้ำแบบผู้ป่วยใน ได้แก่ สภาพแวดล้อมและบริบททางสังคมที่เอื้อให้ผู้ป่วยสามารถเข้าถึงสุราได้โดยง่าย เช่น การจำหน่ายสุราอย่างแพร่หลาย วัฒนธรรมการดื่มสุราในชุมชนที่ให้ความหมายของการดื่มสุราในทางบวก¹¹ การเกิดภาวะสมองติดสุราที่ทำให้ไม่สามารถหยุดดื่มสุราได้³ บุคลิกภาพที่อ่อนไหวง่าย บุคลิกภาพแบบพึ่งพา ปัจจัยด้านจิตใจ เช่น คิดโทษตัวเอง สูญเสียพลังอำนาจ ขาดความภาคภูมิใจ และขาดแรงจูงใจ^{12,13} และการขาดความสามารถในการควบคุมและจัดการตนเองเมื่ออยู่ในสถานการณ์ที่มีความเสี่ยงสูง¹⁴ สาเหตุเหล่านี้ล้วนส่งผลให้ผู้ติดสุราที่มีการปรับตัวที่ไม่เหมาะสม ทำให้หวนกลับไปดื่มสุราซ้ำได้โดยง่าย นอกจากนี้ยังส่งผลต่อปัญหาการปรับตัวของสมาชิกในครอบครัวของผู้ติดสุราเช่นกัน เนื่องจากผู้ติดสุรามักมีพฤติกรรมและอารมณ์แปรปรวน เช่น ก้าวร้าว หงุดหงิด ควบคุมตนเองไม่ได้ ทำลายสิ่งของ และใช้ความรุนแรงในครอบครัว ทำให้สมาชิกในครอบครัววิตกกังวล ซึมเศร้า ไม่สบายใจ รู้สึกโกรธ กลัว อับอาย และเบื่อหน่าย เกิดปัญหาด้านเศรษฐกิจของครอบครัว และปัญหาสัมพันธภาพในครอบครัวที่อาจนำไปสู่การหย่าร้าง¹⁵⁻¹⁸ ปัจจัยที่เกี่ยวข้องกับความเครียดและปัญหาการปรับตัวของครอบครัวที่มีผู้ติดสุรา ได้แก่ สภาพปัญหาการติดสุรา การที่ผู้ติดสุราไม่สามารถดูแลตนเองได้ ความเปราะบางด้านการหย่าร้างและภาระค่าใช้จ่าย การขาดความเชื่อมั่นในตัวเองของผู้ติดสุรา การขาดแหล่งสนับสนุนจากภายนอกและภายใน โดยเฉพาะความรักความห่วงใยในครอบครัว และการขาดการวางแผนร่วมกันในการเผชิญปัญหา¹⁹

ดังนั้นความสามารถในการปรับตัวต่อสิ่งเร้าต่าง ๆ ของผู้ติดสุรา และครอบครัวจึงเป็นปัจจัยสำคัญของการกลับไปดื่มสุราซ้ำ และการกลับมารักษาซ้ำแบบผู้ป่วยใน การดูแลช่วยเหลือผู้ติดสุราให้สามารถปรับตัวหลังจำหน่ายออกจากโรงพยาบาล อาจช่วยลดความเสี่ยงในการกลับไปดื่มสุราซ้ำได้

การปรับตัว (adaptation) เป็นกระบวนการที่บุคคลใช้ในการเผชิญกับแรงผลักดันทั้งภายนอกและภายใน เพื่อทำให้เกิดความสมดุลทั้งในตัวบุคคลและความสัมพันธ์กับสิ่งแวดล้อมภายนอก²⁰ ทฤษฎีการปรับตัวของรอย (Roy's adaptation model) กล่าวว่า บุคคลมีการปรับตัวโดยอาศัยกลไกการจัดการ (coping mechanism) ที่ประกอบด้วยกลไกการควบคุมซึ่งเป็นการทำงานร่วมกันของระบบประสาทเคมีในร่างกาย และต่อมไร้ท่อ แสดงผลในรูปของปฏิกิริยาสะท้อน และกลไกการรับรู้ซึ่งเป็นกลไกตอบสนองที่มาจากประสบการณ์และการเรียนรู้ การปรับตัวเกี่ยวข้องกับกระบวนการทางจิตสังคม 4 ด้าน ได้แก่ การรับรู้ การเรียนรู้ การตัดสินใจ และการตอบสนองทางอารมณ์ โดยสิ่งแวดล้อมในครอบครัวและชุมชนของผู้ติดสุราจัดเป็นปัจจัยนำเข้า (input) ที่ป้อนเข้าสู่ระบบบุคคลของผู้ติดสุรา ประกอบด้วย “สิ่งเร้า” และ “การปรับตัว” สิ่งเร้าแบ่งเป็น 3 ด้าน คือ สิ่งเร้าตรง (focal stimuli) คือ สิ่งเร้าที่บุคคลกำลังเผชิญอยู่ขณะนั้น ซึ่งเป็นปัจจัยสำคัญที่กระตุ้นให้บุคคลต้องมีการปรับตัว สิ่งเร้าร่วม (contextual stimuli) คือ ปัจจัยอื่นที่เกี่ยวข้องกับสถานการณ์ โดยมีผลทางบวกหรือทางลบต่อการปรับตัว และสิ่งเร้าแฝง (residual stimuli) คือ ลักษณะภายในของบุคคล รวมทั้งประสบการณ์ในอดีต ระบบการปรับตัวของบุคคลจึงประกอบด้วยสิ่งเร้าซึ่งเป็นปัจจัยนำเข้าผ่านกระบวนการปรับตัว และแสดงออกเป็นพฤติกรรมปรับตัวใน 4 ด้าน ได้แก่ ด้านร่างกาย ด้านอัตมโนทัศน์ ด้านบทบาทหน้าที่ และด้านการพึ่งพาซึ่งกัน การพยาบาลจึงมุ่งเน้นการตอบสนองในทางบวกที่จะช่วยให้บุคคลมีพลังงานอิสระที่จะรับรู้และตอบสนองต่อสิ่งแวดล้อมได้ เกิดเป็นผลลัพธ์ คือ พฤติกรรมการปรับตัว²¹

ปัจจุบันประเทศไทยมีการเตรียมผู้ป่วยโรคติดสุราก่อนจำหน่ายออกจากโรงพยาบาลโดยใช้กลุ่มเสริมสร้างแรงจูงใจ กลุ่มสุขภาพจิตศึกษา กลุ่มปรับความคิดและพฤติกรรม และการให้สุขภาพจิตศึกษาแก่ครอบครัวโดยเน้นย้ำการดูแลการกินยาอย่างต่อเนื่อง อย่างไรก็ตาม การติดตามผู้ติดสุราที่รับการรักษาแบบผู้ป่วยใน ระหว่างปีงบประมาณ 2559 - 2561 ที่โรงพยาบาลสวนปรุง พบว่า 1 ใน 3 ของผู้ป่วยกลับมารักษาซ้ำ โดยมีอัตราการกลับมารักษาซ้ำภายใน 28 วัน เพิ่มขึ้นจากร้อยละ 6.5 เป็นร้อยละ 8.2²² ส่วนหนึ่งมีสาเหตุจากปัญหาการปรับตัวของผู้ป่วยเมื่อกลับไปอยู่กับครอบครัวและชุมชน ดังนั้น การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อทดสอบผลของโปรแกรมการส่งเสริมการปรับตัวในครอบครัวและชุมชนตามแนวคิดของรอย ต่อการปรับตัว ร้อยละของจำนวนวันหยุดดื่มสุรา ความรุนแรงของการติดสุรา และจำนวนการกลับมารักษาซ้ำแบบผู้ป่วยในของผู้ป่วยโรคติดสุราหลังจำหน่ายออกจากโรงพยาบาล เปรียบเทียบกับการดูแลแบบปกติ

วิธีการ

เป็นการวิจัยเชิงทดลองแบบมีการสุ่มกลุ่มตัวอย่าง และมีกลุ่มควบคุม (randomized controlled trial) โดยผู้ประเมินผลไม่ทราบว่าจะตัวอย่างอยู่ในกลุ่มทดลองหรือกลุ่มควบคุม (single-blind design)

กลุ่มตัวอย่าง คือ ผู้ป่วยโรคติดสุราเพศชายและหญิง ที่ได้รับการวินิจฉัยโดยจิตแพทย์ตามเกณฑ์รหัสโรค ICD-10 คือ F10.2x เป็นวินิจัยหลัก และรับการบำบัดรักษาแบบผู้ป่วยในที่โรงพยาบาลสวนปรุง ระหว่างเดือนมิถุนายน - พฤศจิกายน 2563

ขนาดของกลุ่มตัวอย่าง ใช้ค่าขนาดอิทธิพล (effect size) ของงานวิจัยเชิงทดลองมากำหนดขนาดตัวอย่างจากตารางสำเร็จรูปค่าขนาดอิทธิพล (power table) ของงานวิจัยแบบทดลองและกึ่งทดลอง โดยประมาณค่าอิทธิพลจากค่าเฉลี่ย 2 กลุ่ม คำนวณจากสูตรของ Glass อ้างในบุญใจ ศรีสถิตยีนรากร²⁴

$$d = \frac{\bar{x}_E - \bar{x}_C}{SD_c}$$

d คือ ขนาดอิทธิพล

$\bar{x}_E$ คือ ค่าเฉลี่ยของกลุ่มทดลอง

$\bar{x}_C$ คือ ค่าเฉลี่ยของกลุ่มควบคุม

SD_c คือ ค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของกลุ่มควบคุม

การคำนวณค่าขนาดอิทธิพล ได้จากการศึกษาของ ปิยะนุช แห้งเพชร²⁵ เรื่อง ผลของโปรแกรมส่งเสริมการปรับตัวต่อพฤติกรรมปรับตัวในผู้ป่วยโรคจิตเภท ลูปัสอีริทีมาโตซัส ซึ่งเป็นงานวิจัยเชิงทดลองที่คล้ายคลึงกับการศึกษานี้ แทนค่าสูตร ดังนี้

$$d = \frac{4.58 - 4.07}{0.28} = 1.82$$

จากค่าขนาดอิทธิพลที่คำนวณได้เท่ากับ 1.82 จึงใช้ค่าขนาดอิทธิพลขนาดใหญ่ (effect size ≥ 0.8) มาประมาณขนาดตัวอย่างแบบทดสอบสมมติฐานทางเดียว กำหนดให้ค่า $\alpha = 0.05$ ค่า power = 0.8 ได้ขนาดกลุ่มตัวอย่างอย่างน้อย 26 คนต่อกลุ่ม และเพิ่มกลุ่มตัวอย่างอีกร้อยละ 20 เพื่อป้องกันการสูญหายของกลุ่มตัวอย่างระหว่างการทดลอง ได้กลุ่มตัวอย่างในกลุ่มทดลอง 30 คน และกลุ่มควบคุม 30 คน

เกณฑ์การคัดเข้า ได้แก่ 1) อายุ 20 - 55 ปี 2) มีคะแนนจากแบบประเมินพุทธิปัญญา (Montreal cognitive assessment; MoCA) ในวันแรกของการรับไว้ในโรงพยาบาล ตั้งแต่ 17 คะแนนขึ้นไป 3) อยู่ในระยะเตรียมจำหน่ายออกจากโรงพยาบาล 4) สามารถอ่าน เขียน และสื่อสารภาษาไทยได้ และ 5) ยินยอมให้มีการติดตามเยี่ยมในชุมชน

เกณฑ์การคัดออก ได้แก่ 1) มีอาการถอนพิษแอลกอฮอล์ระดับรุนแรง จากแบบประเมินภาวะถอนพิษแอลกอฮอล์ (clinical institute withdrawal assessment for alcohol-revised version; CIWA-Ar) มากกว่า 8 คะแนน 2) มีโรคร่วมทางจิตเวช ได้แก่ โรคจิตเภท โรคอารมณ์แปรปรวน

หรือโรคติดสารเสพติดประเภท methamphetamine และ 3) มีโรคติดต่อที่อยู่ในระยะแพร่กระจายเชื้อ

เครื่องมือที่ใช้ในการวิจัย แบ่งเป็น 3 ส่วน ได้แก่

1. เครื่องมือที่ใช้ในการคัดกรอง ได้แก่ แบบประเมินพุทธิปัญญา (Montreal cognitive assessment; MoCA) ฉบับภาษาไทย²⁶ เป็นแบบประเมินการรู้คิด 8 ด้าน ผ่านการทดสอบความเชื่อมั่นด้วยวิธีการหาค่าความสอดคล้องภายใน มีค่าสัมประสิทธิ์แอลฟาของครอนบาค เท่ากับ 0.80 โดยการศึกษาครั้งนี้ใช้เกณฑ์ที่ คะแนน ≥ 17 หมายถึง ไม่มีภาวะพร่องการรู้คิดหรือมีภาวะพร่องการรู้คิดเล็กน้อย

2. เครื่องมือที่ใช้ในการรวบรวมข้อมูล ได้แก่

2.1) **แบบวัดการปรับตัวของผู้ป่วยติดสุรา** ผู้วิจัยได้ดัดแปลงมาจากแบบวัดการปรับตัวของญาติผู้ดูแลผู้ป่วยระยะสุดท้ายที่เจ็บป่วยด้วยโรคเรื้อรังของเพ็ญศิริ มรกต และคณะ²³ ประกอบด้วยข้อคำถามจำนวน 32 ข้อ แบ่งออกเป็น 4 ด้าน ด้านละ 8 ข้อ คือ ด้านร่างกาย ด้านอัตมโนทัศน์ ด้านบทบาทหน้าที่ และด้านการพึ่งพาระหว่างกัน การแปลผลระดับคะแนนพิจารณาเป็นรายด้าน คือ ปรับตัวอยู่ในระดับสูง (32 - 40 คะแนน) ปรับตัวอยู่ในระดับปานกลาง (20 - 31 คะแนน) และปรับตัวอยู่ในระดับต่ำ (8 - 19 คะแนน) ผู้วิจัยได้ดัดแปลงในส่วนของภาษาและบริบทของโรคเรื้อรังให้เป็นบริบทที่เกี่ยวข้องกับการดื่มสุรา เช่น “ท่านสามารถยอมรับอาการเจ็บป่วยที่เกิดจากการดื่มสุราของท่านได้” แบบประเมินผ่านการตรวจสอบความตรงเชิงเนื้อหา (content validity index; CVI) และความเหมาะสมของภาษาโดยผู้ทรงคุณวุฒิ 6 คน ได้ค่า CVI เท่ากับ 0.91

2.2) **ปฏิทินบันทึกการดื่มสุรา (timeline follow-back; TLFB)** แปลเป็นภาษาไทยและทดสอบคุณภาพโดยสุนทรี ศรีโกสโย²⁷ ใช้บันทึกจำนวนวันหยุดดื่มและวันดื่มหนัก ในการศึกษาครั้งนี้บันทึกข้อมูลจำนวนวันหยุดดื่มสุราในช่วง 30 วัน และ 90 วัน ผลการทดสอบความเที่ยงโดยการประเมินความเท่าเทียมกัน (equivalence) ด้วยวิธีการหาค่า inter-rater reliability ใช้ข้อมูลร้อยละของจำนวนวันที่ดื่มหนักและวันที่หยุดดื่มภายใน 4 สัปดาห์ของกลุ่มตัวอย่าง

จำนวน 4 คน ประเมินโดยหัวหน้าทีมวิจัยและผู้ช่วยนักวิจัย จำนวน 2 คน พบว่าข้อมูลจากการวัดครั้งที่ 1 และครั้งที่ 2 มีค่าเท่ากัน

2.3) แบบวัดความรุนแรงของการติดสุรา ฉบับใช้ ในชุมชน (severity of alcohol dependence questionnaire-community version; SADQ-C) แปลเป็นภาษาไทยและทดสอบคุณภาพโดยสุนทรี ศรีโกสย และคณะ²⁸ ใช้วัดความรุนแรงของการติดสุราสำหรับประชาชนทั่วไปในชุมชน รวมถึงผู้ดื่มสุราหรือผู้ติดสุราในชุมชน มีองค์ประกอบ 5 ด้าน คือ อาการด้านร่างกายของภาวะขาดสุรา อาการด้านอารมณ์ของภาวะขาดสุรา ความต้องการดื่มสุราเพื่อลดอาการขาดสุรา ปริมาณการดื่มสุราในแต่ละวัน และการมีอาการขาดสุรา กลับคืนเร็วหลังจากหยุดดื่ม แบ่งความรุนแรงของการติดสุรา เป็น 3 ระดับ คือ 0 - 15 คะแนน หมายถึง ติดสุราระดับเล็กน้อย 16 - 30 คะแนน หมายถึง ติดสุราระดับปานกลาง และ ≥ 31 คะแนน หมายถึง ติดสุราระดับรุนแรง ค่าความตรงเชิงเนื้อหาของแบบวัดทั้งฉบับเท่ากับ 1.00 ความตรงเชิงเนื้อหาของแบบวัดรายข้อ เท่ากับ 1.00 ร้อยละของความแปรปรวนที่สามารถอธิบายได้เท่ากับ 72 และค่าสัมประสิทธิ์แอลฟาของครอนบาค เท่ากับ 0.96

3. เครื่องมือที่ใช้ในการทดลอง คือ โปรแกรมการส่งเสริมการปรับตัวในครอบครัวและชุมชนตามแนวคิดของรอยในผู้ป่วยติดสุรา เป็นโปรแกรมรายบุคคล ดัดแปลงมาจากโปรแกรมส่งเสริมการปรับตัวของญาติผู้ดูแลผู้ป่วยระยะสุดท้ายที่เจ็บป่วยด้วยโรคเรื้อรังของเพ็ญศิริ มรกต และคณะ²³ ประกอบด้วย 4 ขั้นตอน จำนวน 5 ครั้ง ครั้งที่ 1 - 4 ดำเนินการในโรงพยาบาลในระยะเตรียมจำหน่าย (สัปดาห์ที่ 3) วันละ 1 ครั้ง ครั้งละ 60 นาที ติดต่อกัน 4 วัน ส่วนครั้งที่ 5 ติดตามทางโทรศัพท์ในวันที่ 7 หลังจำหน่ายออกจากโรงพยาบาล ใช้เวลา 30 นาที ดำเนินโปรแกรมฯ สำหรับกลุ่มทดลองตามขั้นตอนและวิธีการที่ระบุไว้ในเอกสารที่ได้รับการรับรองจริยธรรมการวิจัยในคน โดยผู้ดำเนินโปรแกรมฯ เป็นคนเดียวกันทุกครั้งจนครบโปรแกรม ดังนี้

ครั้งที่ 1 ประกอบด้วยการประเมินพฤติกรรม การปรับตัวของกลุ่มตัวอย่าง การตั้งข้อวินิจฉัยทางการพยาบาล

และการวางแผนส่งเสริมการปรับตัว และการตั้งเป้าหมายร่วมกัน

ครั้งที่ 2 เป็นการพยาบาลเพื่อส่งเสริมการปรับตัว โดยมุ่งจัดการกับสิ่งเร้าที่มีผลต่อการปรับตัวด้านร่างกาย และด้านอัตมโนทัศน์ ได้แก่ สิ่งเร้าตรง เช่น อาการอยากสุรา การเจ็บป่วย ความเจ็บปวด และความหิว และสิ่งเร้าแฝง เช่น ระยะของพัฒนาการ ความเชื่อ ทศนคติ ค่านิยม และบุคลิกภาพ

ครั้งที่ 3 เป็นการพยาบาลเพื่อส่งเสริมการปรับตัว โดยมุ่งจัดการกับสิ่งเร้าที่มีผลต่อการปรับตัวด้านบทบาทหน้าที่ และด้านการพึ่งพาพึ่งพาระหว่างกัน ได้แก่ สิ่งเร้าร่วม เช่น อายุ เพศ การสนับสนุนทางสังคม วัฒนธรรม ประเพณี และกลุ่มเพื่อนที่เคยดื่มสุราร่วมกัน และสิ่งเร้าแฝง เช่น ประสบการณ์ในอดีตที่เกี่ยวข้องกับการดื่มสุรา

ครั้งที่ 4 เป็นการประเมินผลการรับรู้ของกลุ่มตัวอย่างที่มีต่อการปรับตัวและสรุปประสบการณ์ที่ได้รับ

ครั้งที่ 5 เป็นการสนับสนุนและติดตามช่วยเหลือทางโทรศัพท์ในวันที่ 7 หลังจำหน่ายออกจากโรงพยาบาล โดยสอบถามผู้ป่วยถึงความเป็นอยู่ อาการทั่วไป ปัญหาด้านการปรับตัวทั้ง 4 ด้าน ปริมาณและความถี่ในการดื่มสุราตามที่บ้านที่กลลงในปฏิทิน และความต้องการความช่วยเหลือ ร่วมกับการให้คำปรึกษาตามความต้องการและให้กำลังใจในการหยุดดื่มสุราต่อเนื่อง

โปรแกรมฯ ผ่านการตรวจสอบความตรงตามเนื้อหา และความเหมาะสมของภาษาโดยผู้ทรงคุณวุฒิ ได้แก่ จิตแพทย์ 1 คน นักจิตวิทยา 1 คน อาจารย์พยาบาล 1 คน และพยาบาลผู้ปฏิบัติการขั้นสูง 2 คน ได้ค่า CVI เท่ากับ 0.93 หลังจากนั้นนำมาปรับปรุงแก้ไขตามข้อเสนอแนะและนำโปรแกรมฯ ไปทดลองใช้จริงกับผู้ติดสุราจำนวน 2 รายเพื่อทดสอบความเป็นไปได้ของภาษาที่ใช้และความเข้าใจในเนื้อหา

การดูแลแบบปกติ ประกอบด้วย การบำบัดทางจิตสังคมโดยใช้กลุ่มเสริมสร้างแรงจูงใจ กลุ่มสุขภาพจิตศึกษา กลุ่มปรับความคิดและพฤติกรรม การให้สุขภาพจิตศึกษาแก่ครอบครัวในวันจำหน่าย และการประสานเครือข่ายในชุมชนในการดูแลด้านกินยาอย่างต่อเนื่อง

การเก็บรวบรวมข้อมูล หลังจากการคัดเลือกกลุ่มตัวอย่างตามเกณฑ์ และทำการจับคู่กลุ่มตัวอย่างให้มีลักษณะใกล้เคียงกันด้าน เพศ อายุ และคะแนนจากแบบประเมิน MoCA จึงทำการสุ่มเข้ากลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุมด้วยวิธีจับสลากจนครบทั้งสองกลุ่ม เพื่อลดโอกาสเกิดความลำเอียงของผลการศึกษา เนื่องจากหลักฐานในการทบทวนวรรณกรรมพบว่า อาจมีผลต่อความสามารถในการปรับตัวและการปรับเปลี่ยนพฤติกรรมการดื่มสุรา

กลุ่มควบคุมได้รับการดูแลแบบปกติ ส่วนกลุ่มทดลองได้รับการดูแลแบบปกติร่วมกับโปรแกรมการส่งเสริมการปรับตัวในครอบครัวและชุมชนตามแนวคิดของรอย ผู้ช่วยนักวิจัยดำเนินการเก็บข้อมูลก่อนการทดลอง (pre-test) ในช่วงวันแรกของการรับไว้ในโรงพยาบาล ด้วยแบบวัดการปรับตัวของผู้ติดสุรา ปฏิทินบันทึกการดื่มสุรา (TLFB) และแบบวัดความรุนแรงของการติดสุรา (SADQ-C) โดยผู้ช่วยวิจัยไม่ทราบว่าตัวอย่างอยู่ในกลุ่มทดลองหรือกลุ่มควบคุม ผู้วิจัยดำเนินการตามโปรแกรมฯ แบบรายบุคคลในกลุ่มทดลองในช่วงเตรียมจำหน่ายวันละ 1 ครั้ง ครั้งละ 60 นาที ติดต่อกัน 4 วัน และโทรศัพท์ติดตามเยี่ยมในวันที่ 7 หลังจำหน่ายออกจากโรงพยาบาล ส่วนกลุ่มควบคุมได้รับการดูแลแบบปกติ ทั้งกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุมได้รับการรักษาด้วยยาตามแผนการรักษาของจิตแพทย์ โดยกลุ่มยาหลัก คือ ยากลุ่มเบนโซไดอะซีปีน ผู้ช่วยวิจัยเก็บรวบรวมข้อมูลจากการติดตาม 1 เดือน และ 3 เดือน ที่โรงพยาบาลส่งเสริมสุขภาพตำบลใกล้บ้านอาสาสมัคร ผู้วิจัยติดตามจำนวนการกลับมารักษาซ้ำแบบผู้ป่วยใน 1 เดือน และ 3 เดือนของทั้ง 2 กลุ่ม และตรวจสอบความสมบูรณ์ของข้อมูลก่อนนำไปวิเคราะห์ทางสถิติ

การวิเคราะห์ข้อมูล วิเคราะห์ข้อมูลส่วนบุคคลด้วยร้อยละ ค่าเฉลี่ย และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน เปรียบเทียบข้อมูลส่วนบุคคลระหว่างกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุมด้วย chi-square test, independent t-test และ Mann-Whitney U test เปรียบเทียบคะแนนการปรับตัวระหว่างกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุมที่ 1 เดือนหลังจำหน่ายด้วย

Mann-Whitney U test เนื่องจากข้อมูลมีการกระจายแบบไม่ปกติ เปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของร้อยละของจำนวนวันหยุดดื่มภายในกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุม ระหว่างก่อนการทดลองและการติดตามที่ 1 เดือนและ 3 เดือนด้วย repeated measures ANOVA และทดสอบความแตกต่างรายคู่ด้วยวิธี Tukey เปรียบเทียบคะแนนเฉลี่ยระดับความรุนแรงของการติดสุราระหว่างกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุม ก่อนการทดลองและการติดตามที่ 3 เดือนด้วย Mann-Whitney U test เนื่องจากข้อมูลมีการกระจายแบบไม่ปกติ และเปรียบเทียบจำนวนผู้ป่วยที่กลับมารักษาซ้ำแบบผู้ป่วยในระหว่างกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุมด้วย chi-square test

การพิทักษ์สิทธิกลุ่มตัวอย่าง การวิจัยนี้ได้รับการรับรองจริยธรรมการวิจัยจากคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยในคนของโรงพยาบาลสวนปรุง เลขที่หนังสือรับรอง 9/2563 เลขที่โครงการวิจัย SPH.IRB 007/2563 SCs_full

ผล

ข้อมูลทั่วไปของกลุ่มที่ได้รับการดูแลแบบปกติร่วมกับโปรแกรมการส่งเสริมการปรับตัวในครอบครัวและชุมชนตามแนวคิดของรอย (กลุ่มทดลอง) และกลุ่มที่ได้รับการดูแลแบบปกติ (กลุ่มควบคุม) ไม่มีความแตกต่างกันในด้านเพศ อายุ สถานภาพสมรส ระดับการศึกษา อาชีพ จำนวนครั้งที่มารักษาแบบผู้ป่วยใน และระยะเวลาที่ดื่มสุรา โดยส่วนใหญ่เป็นเพศชาย อายุเฉลี่ย 40 ปี สถานภาพโสดและแต่งงานแล้ว มีจำนวนใกล้เคียงกัน ส่วนใหญ่ได้รับการศึกษาชั้นมัธยมศึกษา ประกอบอาชีพรับจ้าง มารับการรักษาแบบผู้ป่วยใน 2 ครั้งขึ้นไป และดื่มสุรามากกว่า 10 ปี แสดงดังตารางที่ 1

ที่การติดตาม 1 เดือนพบว่า คะแนนการปรับตัวด้านบทบาทหน้าที่และด้านการพึ่งพาหะหว่างกันของกลุ่มทดลองสูงกว่ากลุ่มควบคุม (mean difference; MD = 5.61, $p = .002$ และ MD = 3.92, $p = .032$ ตามลำดับ) ส่วนการติดตามที่ 3 เดือนพบว่า คะแนนการปรับตัวด้านอัตมโนทัศน์ ด้านบทบาทหน้าที่และด้านการพึ่งพาหะหว่างกันของกลุ่มทดลองสูงกว่ากลุ่มควบคุม (MD = 4.15, $p = .023$, MD = 5.56, $p = .005$, และ MD = 4.48, $p = .014$ ตามลำดับ) แสดงดังตารางที่ 2

กลุ่มทดลองมีร้อยละของจำนวนวันหยุดดื่มสุราสูงกว่ากลุ่มควบคุมอย่างมีนัยสำคัญ ทั้งการติดตาม 1 เดือน และ 3 เดือน (MD = 36.35, $p < .001$ และ MD = 47.62, $p < .001$ ตามลำดับ) การเปรียบเทียบภายในกลุ่มทดลองพบว่า ร้อยละของจำนวนวันหยุดดื่มสุราช่วงก่อนทดลอง ที่การติดตาม 1 เดือน และ 3 เดือน แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ ($F = 49.61$, $p < .001$) เมื่อวิเคราะห์ความแตกต่างรายคู่ด้วยวิธี Tukey พบว่าร้อยละของจำนวนวันหยุดดื่มระหว่าง

ช่วงก่อนทดลองและที่การติดตาม 1 เดือน (MD = -60.89, $p < .001$) และ ระหว่างช่วงก่อนทดลองและที่การติดตาม 3 เดือน (MD = -56.85, $p < .001$) แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ การเปรียบเทียบภายในกลุ่มควบคุมพบว่า ร้อยละของจำนวนวันหยุดดื่มสุราที่ช่วงก่อนทดลอง การติดตาม 1 เดือน และ 3 เดือน แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ ($F = 5.13$, $p < .05$) เมื่อวิเคราะห์ความแตกต่างรายคู่ด้วยวิธี Tukey พบว่าร้อยละของจำนวนวันหยุดดื่มระหว่างช่วงก่อนทดลอง

ตารางที่ 1 เปรียบเทียบข้อมูลทั่วไปของกลุ่มตัวอย่างระหว่างกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุม

	กลุ่มทดลอง (n = 30)		กลุ่มควบคุม (n = 30)		X ² หรือ t	p-value
	จำนวน	ร้อยละ	จำนวน	ร้อยละ		
เพศ					.000 ^a	1.000
ชาย	29	96.7	29	96.7		
หญิง	1	3.3	1	3.3		
อายุ (ปี)					.277 ^b	.783
$\bar{X} \pm SD$	40.73 $\pm$ 7.47		40.17 $\pm$ 8.36			
min, max	26, 55		23, 55			
สถานภาพสมรส					2.792 ^a	.425
โสด	13	43.3	17	56.7		
คู่	14	46.7	10	33.3		
หม้าย/หย่า/แยก	3	10.0	3	10.0		
ระดับการศึกษา					6.809 ^a	.146
ประถมศึกษา	9	30.0	5	16.7		
มัธยมศึกษา	15	50.0	19	63.3		
อนุปริญญา	0	0.0	3	10.0		
สูงกว่าปริญญาตรี	6	20.0	3	10.0		
อาชีพ					10.810 ^a	.094
รับจ้าง	15	50.0	23	76.7		
เกษตรกร	8	26.7	2	6.7		
ค้าขาย	7	23.3	5	16.7		
จำนวนครั้งที่มารักษาแบบผู้ป่วยใน					.779 ^a	.389
ครั้งแรก	8	26.7	10	33.3		
ครั้งรอง	22	73.3	20	66.7		
ระยะเวลาที่ดื่มสุรา					2.826 ^a	.727
น้อยกว่า 1 ปี	0	0.0	1	3.3		
1 - 5 ปี	1	3.3	2	6.7		
6 - 10 ปี	3	10.0	4	13.3		
มากกว่า 10 ปี	26	86.7	23	76.7		

ตารางที่ 1 เปรียบเทียบข้อมูลทั่วไปของกลุ่มตัวอย่างระหว่างกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุม (ต่อ)

	กลุ่มทดลอง (n = 30)		กลุ่มควบคุม (n = 30)		χ ² หรือ t	p-value
	จำนวน	ร้อยละ	จำนวน	ร้อยละ		
คะแนนเฉลี่ยของการปรับตัว 4 ด้าน						
ก่อนการทดลอง						
ด้านร่างกาย	28.27		ไม่ได้ประเมิน			
ด้านอัตมโนทัศน์	31.47		ไม่ได้ประเมิน			
ด้านบทบาทหน้าที่	31.17		ไม่ได้ประเมิน			
ด้านการพึ่งพาระหว่างกัน	33.53		ไม่ได้ประเมิน			
ร้อยละของจำนวนวันหยุดดื่มสุรา	25.00		24.10		2.00 ^d	.157
ก่อนการทดลอง						
คะแนนความรุนแรงของการติดสุรา	20.50		22.50		Z = -0.940 ^c	.940
ก่อนการทดลอง						

a = Fisher's exact test, b = independent t-test, c = Mann-Whitney U test, d = Pearson's chi-square

ตารางที่ 2 เปรียบเทียบคะแนนเฉลี่ยการปรับตัวของผู้ติดสุราระหว่างกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุมด้วย Mann-Whitney U test

คะแนนการปรับตัวของ ผู้ติดสุรา	ค่ามัธยฐาน (ค่าต่ำสุด, ค่าสูงสุด)		Z	p-value
	กลุ่มทดลอง	กลุ่มควบคุม		
การติดตามที่ 1 เดือน				
ด้านร่างกาย	32.50 (20, 40)	31.00 (17, 38)	-1.727	.084
	MD = 2.74			
ด้านอัตมโนทัศน์	33.00 (22, 39)	30.00 (18, 40)	-1.863	.062
	MD = 3.0			
ด้านบทบาทหน้าที่	33.00 (25, 40)	27.00 (14, 40)	-3.079	.002
	MD = 5.61			
ด้านการพึ่งพาระหว่างกัน	34.00 (24, 40)	29.00 (16, 40)	-2.140	.032
	MD = 3.92			
การติดตามที่ 3 เดือน				
ด้านร่างกาย	33.00 (23, 40)	32.00 (21, 37)	-1.776	.076
	MD = 2.91			
ด้านอัตมโนทัศน์	36.00 (23, 40)	32.00 (18, 39)	-2.268	.023
	MD = 4.15			
ด้านบทบาทหน้าที่	34.00 (19, 40)	27.00 (14, 40)	-2.805	.005
	MD = 5.56			
ด้านการพึ่งพาระหว่างกัน	36.00 (25, 40)	32.00 (16, 40)	-2.447	.014
	MD = 4.48			

MD = mean difference

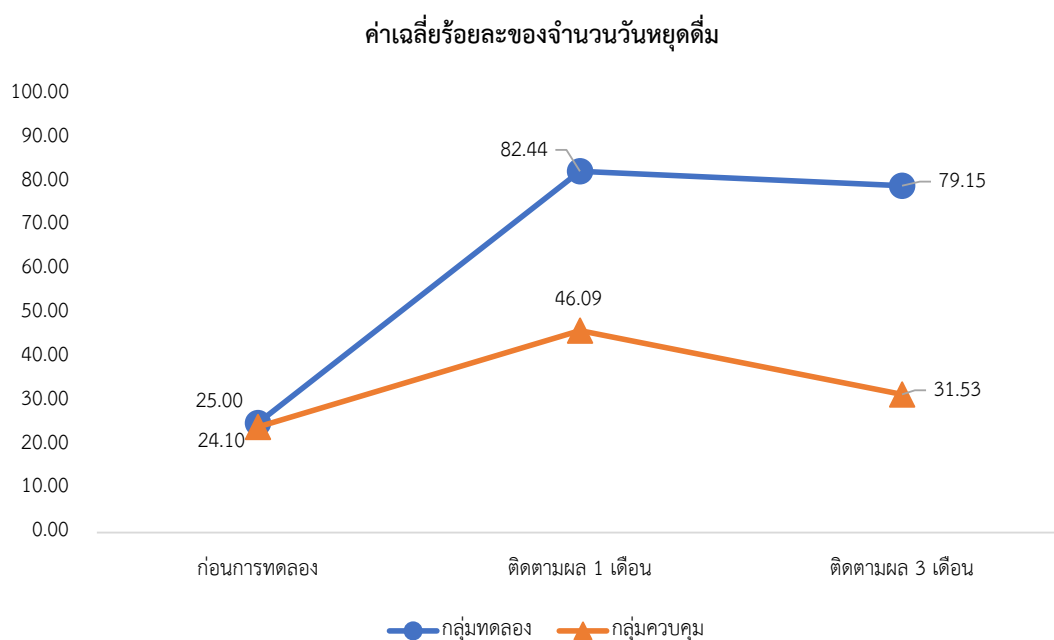
และที่การติดตาม 1 เดือนแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ ($MD = -23.78, p = .006$) แต่ไม่พบความแตกต่างระหว่างก่อนทดลอง และที่การติดตาม 3 เดือน แสดงดังแผนภาพที่ 1

ระดับความรุนแรงของการติดยาในกลุ่มทดลอง น้อยกว่ากลุ่มควบคุมที่การติดตาม 3 เดือน ($MD = -13.73, p < .001$) แสดงดังตารางที่ 3 และจำนวนการกลับมา รักษาซ้ำแบบผู้ป่วยในของกลุ่มทดลองน้อยกว่ากลุ่มควบคุมที่ การติดตาม 1 เดือน (1 ราย กับ 3 ราย ตามลำดับ) และ 3 เดือน (10 ราย กับ 15 ราย ตามลำดับ) แต่ไม่แตกต่างกัน

อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (Pearson's chi-square = 2.00, $df = 1, p = 0.157$) (ไม่ได้นำเสนอตาราง)

วิจารณ์

กลุ่มทดลองมีคะแนนการปรับตัวด้านบทบาทหน้าที่ และด้านการพึ่งพาระหว่างกันสูงกว่ากลุ่มควบคุม ที่การติดตาม เดือน 1 ส่วนการติดตามเดือน 3 คะแนนการปรับตัวด้าน อัตมโนทัศน์ ด้านบทบาทหน้าที่ และด้านการพึ่งพาระหว่างกัน ของกลุ่มทดลองสูงกว่ากลุ่มควบคุมเช่นกัน แสดงถึงผลของ โปรแกรมการส่งเสริมการปรับตัวในครอบครัวและชุมชน



แผนภาพที่ 1 ค่าเฉลี่ยร้อยละของจำนวนวันหยุดดื่ม ในกลุ่มทดลองและในกลุ่มควบคุม

ตารางที่ 3 เปรียบเทียบคะแนนเฉลี่ยความรุนแรงของการติดยาระหว่างกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุมด้วย Mann-Whitney U test

คะแนนความรุนแรงของการติดยา	ค่ามัธยฐาน (ค่าต่ำสุด, ค่าสูงสุด)		Z	p-value
	กลุ่มทดลอง	กลุ่มควบคุม		
ก่อนการทดลอง	20.50 (5.00, 44.00)	22.50 (8.00, 53.00)	-0.940	.940
ติดตามผล 3 เดือน	1.00 (0.00, 30.00)	19.00 (1.00, 53.00)	-4.375	< .001

MD = -13.73

MD = mean difference

ตามแนวคิดของรอยที่ช่วยให้ผู้ติดสุรามีการปรับตัวที่ดีขึ้นในด้านการรับรู้คุณค่าในตนเอง การปฏิบัติในบทบาทหน้าที่ต่อตนเองและครอบครัว รวมถึงการพึ่งพาระหว่างกันที่เหมาะสมในครอบครัว คล้ายคลึงกับการศึกษาในกลุ่มผู้ป่วยโรคเรื้อรังที่ได้รับโปรแกรมการส่งเสริมการปรับตัวตามแนวคิดของรอย พบว่ามีการปรับตัวที่ดีกว่ากลุ่มควบคุมอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ^{25,29} อธิบายตามทฤษฎีการปรับตัวของรอยได้ว่า โปรแกรมการส่งเสริมการปรับตัวในครอบครัวและชุมชนตามแนวคิดของรอยเป็นสิ่งเข้าร่วมทางบวกที่ช่วยให้ผู้ติดสุรา มีความรู้ความเข้าใจถึงพยาธิสภาพของโรคที่เกิดขึ้นกับตนเอง สามารถจัดการกับสิ่งเร้าและปัญหาต่าง ๆ ได้ด้วยตนเอง ส่งผลให้มีการปรับตัวอย่างมีประสิทธิภาพ^{23,26} โดยในครั้งที่ 1 ของโปรแกรมฯ ผู้วิจัยประเมินและสะท้อนผลการประเมินพฤติกรรมปรับตัวในแต่ละด้านให้ผู้ป่วยรับทราบ เปิดโอกาสให้ผู้ป่วยแสดงความคิดเห็นต่อผลการปรับตัวของตนเอง และกระตุ้นให้ผู้ป่วยตั้งเป้าหมายในการปรับตัวให้อยู่ในระดับที่ดีขึ้นหรือคงไว้ซึ่งการปรับตัวที่ดีอย่างต่อเนื่อง ส่วนในครั้งที่ 2 และ 3 มีการให้ความรู้เรื่องโรคติดสุราซึ่งเป็นสิ่งเร้าตรงที่เป็นสาเหตุสำคัญของปัญหา ช่วยให้ผู้ป่วยมีความเข้าใจภาวะและอาการของตนเองที่ชัดเจนขึ้นและลดความรู้สึกที่คลุมเครือต่อการเจ็บป่วย²⁵ และมีการให้ข้อมูลที่จำเป็นสำหรับการปรับตัวของผู้ป่วยครอบคลุมการปรับตัวทั้ง 4 ด้าน ได้แก่ การดูแลสุขภาพร่างกายของตนเอง การส่งเสริมให้มองเห็นคุณค่าของตนเอง ทักษะการจัดการกับความเครียด อารมณ์ความรู้สึกต่าง ๆ ที่เป็นตัวกระตุ้นให้เกิดอาการอยากสุรา การหลีกเลี่ยงสถานการณ์ที่เสี่ยงต่อการกลับไปดื่มสุราซ้ำ การทบทวนและแสดงบทบาทหน้าที่ที่เหมาะสมของตนเองต่อครอบครัว ชุมชน และสังคม ทักษะและวิธีการติดต่อสื่อสารที่มีประสิทธิภาพ การประกอบอาชีพตามความสามารถของตนเอง การกินยาตามแผนการรักษา รวมถึงแหล่งบริการทางสุขภาพใกล้บ้าน ส่งผลให้เกิดการเรียนรู้วิธีการจัดการกับสิ่งเร้าได้เหมาะสม สามารถตัดสินใจแก้ปัญหาและมีพฤติกรรมปรับตัวที่เหมาะสมมากขึ้น^{21,23}

กลุ่มทดลองมีร้อยละของจำนวนวันหยุดดื่มสุราทั้งที่การติดตาม 1 เดือนและ 3 เดือนสูงกว่าก่อนได้รับโปรแกรมฯ

อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงถึงผลของโปรแกรมฯ ที่ช่วยให้ผู้ติดสุราหยุดดื่มสุราได้ต่อเนื่องถึง 3 เดือนหลังจำหน่ายออกจากโรงพยาบาล ผลการศึกษาที่ผ่านมาระบุว่าปัจจัยที่เกี่ยวข้องกับการหยุดดื่มสุราได้ในช่วงแรกหลังจำหน่ายออกจากโรงพยาบาล ได้แก่ ความละเอียดใจที่จะกลับไปดื่มซ้ำอย่างรวดเร็วหลังจำหน่าย การตระหนักถึงปัญหาสุขภาพทางร่างกายของตนเอง การตระหนักถึงผลกระทบต่อสมาชิกในครอบครัว โดยเฉพาะการทำให้ครอบครัวไม่มีความสุข และการไม่อยากให้สังคมมองว่าตนเองเป็นขี้เมา³⁰ ซึ่งจัดอยู่ในการปรับตัวด้านอัตมโนทัศน์ ความกลัวด้านการตกงานและความกลัวอาการทางจิตกำเริบสะท้อนถึงการปรับตัวด้านบทบาทหน้าที่ ส่วนปัจจัยด้านการปิดกั้นการติดต่อสื่อสารกับเพื่อนที่เคยดื่มสุราด้วยกัน การทำกิจกรรมอื่นเพื่อเบี่ยงเบนความสนใจในช่วงเวลาที่เคยดื่มสุรา และการรับประทานอาหารเย็นให้เร็วขึ้นเพื่อให้หยุดดื่มสุราได้ต่อเนื่อง³¹ เกี่ยวข้องกับการปรับตัวทางด้านร่างกาย นอกจากนี้ยังพบว่า การมีความสัมพันธ์ที่ดีในครอบครัว การรับรู้ว่าการครอบครัวให้การสนับสนุนกำลังใจ เป็นห่วงหวังเตือน การมีผู้ให้ความช่วยเหลือแก้ไขปัญหา และการมีแหล่งช่วยเหลือในชุมชน เป็นปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับการหยุดดื่มสุราอย่างต่อเนื่อง³² ซึ่งเกี่ยวข้องกับการปรับตัวด้านการพึ่งพาระหว่างกัน ดังนั้นการได้รับโปรแกรมฯ ช่วยให้ผู้ติดสุราเกิดการปรับตัวทั้ง 4 ด้าน ส่งผลให้เกิดความรู้สึกที่ดีต่อตนเอง มีกำลังใจ มีแรงจูงใจ และมีทักษะที่จำเป็นในการเลิกดื่มสุราอย่างต่อเนื่อง³³ อย่างไรก็ตาม ผลการศึกษาพบว่า การติดตามที่ 3 เดือน ค่าเฉลี่ยร้อยละของจำนวนวันหยุดดื่มสุราของผู้ป่วยมีแนวโน้มลดลง อาจเกี่ยวข้องกับการรับรู้และการตอบสนองทางอารมณ์ที่เบี่ยงเบนไปเนื่องจากเผชิญสิ่งเร้าตรงหรือสิ่งเร้าร่วมที่เกิดขึ้นฉับพลัน เช่น ความเครียด การสูญเสีย และการอยู่ในสภาพแวดล้อมที่เอื้อต่อการดื่มสุรา หรือจากอิทธิพลของสิ่งเร้าแฝง เช่น ความพึงพอใจจากการได้กลับไปดื่มสุรา ดังนั้นการติดตามหลังจำหน่ายออกจากโรงพยาบาลภายใน 1 ปีจึงมีความสำคัญเพื่อส่งเสริมการหยุดดื่มสุราได้ต่อเนื่อง

เมื่อพิจารณาในกลุ่มควบคุมพบว่า ร้อยละของจำนวนวันหยุดดื่มสุราขึ้นที่การติดตาม 1 เดือน แต่ลดลงที่การติดตาม

3 เดือนโดยไม่แตกต่างจากช่วงก่อนทดลอง อธิบายได้ว่า กิจกรรมการดูแลผู้ป่วยติดสุราในระยะฟื้นฟูในงานประจำของ โรงพยาบาลส่งผลต่อการหยุดดื่มสุราในช่วง 1 เดือนแรก หลังจำหน่าย แต่เมื่อเวลาผ่านไปมีความเสี่ยงต่อการกลับไป ดื่มซ้ำได้มากขึ้น ซึ่งอาจเป็นเพราะไม่ได้รับการส่งเสริมการ ปรับตัวต่อสิ่งที่เร้าที่เกี่ยวข้องกับความเสี่ยงในการดื่มสุรา

กลุ่มทดลองมีระดับความรุนแรงของการติดสุราที่ การติดตาม 3 เดือนน้อยกว่ากลุ่มควบคุม และกลับมารักษาซ้ำ แบบผู้ป่วยในที่มีการติดตาม 1 เดือนและ 3 เดือนน้อยกว่า กลุ่มควบคุม แสดงถึงผลสืบเนื่องของโปรแกรมฯ ต่อการ ปรับตัวที่ดีขึ้นหลังจำหน่ายและจำนวนวันดื่มสุราที่ลดลง ทำให้ ระดับความรุนแรงของอาการติดสุราลดลงทั้งด้านร่างกายและ จิตใจ และกลไกการเผชิญปัญหาที่มีประสิทธิภาพมากขึ้นช่วย ลดโอกาสกลับไปดื่มซ้ำและกลับมารักษาซ้ำ²¹ อย่างไรก็ตาม การกลับมารักษาซ้ำแบบผู้ป่วยในของทั้งสองกลุ่มไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ อาจเนื่องจากระยะเวลาติดตามที่ ค่อนข้างสั้น จึงควรติดตามผลของโปรแกรมฯ ในระยะยาวเพื่อ ประเมินการคงอยู่ของผลของโปรแกรมเมื่อเวลาผ่านไป

ข้อจำกัดของการศึกษานี้ ได้แก่ 1) กลุ่มทดลองและ กลุ่มควบคุมอยู่ในหอผู้ป่วยเดียวกัน จึงอาจมีโอกาสพูดคุย แลกเปลี่ยนข้อมูลกัน 2) ในกระบวนการชี้แจงอาสาสมัครตาม เอกสาร informed consent รวมทั้งการสุ่มเข้ากลุ่มด้วยวิธี จับสลาก อาจมีผลให้อาสาสมัครรู้ว่าตนเองอยู่ในกลุ่มใด กลุ่มหนึ่ง จึงอาจส่งผลต่อความน่าเชื่อถือในผลการวิจัยจาก การที่อาสาสมัครในกลุ่มทดลองอาจมีความตั้งใจเป็นพิเศษใน การมีพฤติกรรมที่พึงประสงค์เพราะได้รับความใส่ใจติดตาม จากผู้วิจัย (Hawthorne effect) 3) ในการศึกษาครั้งนี้ไม่ได้ ควบคุมตัวแปรด้านชนิดของยาที่ได้รับ จึงอาจมีผลต่อความ น่าเชื่อถือของผลการวิจัย อย่างไรก็ตาม เนื่องจากกลุ่มทดลอง และกลุ่มควบคุมไม่มีความแตกต่างกันของข้อมูลพื้นฐานและ ระดับความรุนแรงของการติดสุราก่อนได้รับโปรแกรมฯ ดังนั้น ชนิดและขนาดยาที่ทั้งสองกลุ่มได้รับจึงไม่น่าแตกต่างกันอย่าง มีนัยสำคัญ และ 4) การวัดร้อยละของจำนวนวันหยุดดื่มด้วย TLFB เป็นการรายงานด้วยตนเองของผู้ป่วย อาจมีข้อจำกัด

ในด้านความน่าเชื่อถือของข้อมูล การศึกษาครั้งต่อไปจึงควร พิจารณาวัดตัวบ่งชี้ทางชีวภาพ (biomarkers) ร่วมด้วย

สรุป

โปรแกรมการส่งเสริมการปรับตัวในครอบครัวและ ชุมชนตามแนวคิดของรอยช่วยให้ผู้ติดสุรามีการปรับตัวที่ดีขึ้น ส่งผลให้มีการเปลี่ยนแปลงพฤติกรรม การดื่มสุราและลด ความรุนแรงของการติดสุรา จึงควรใช้เป็นโปรแกรมเตรียม จำหน่ายผู้ป่วยโรคติดสุรา เพื่อส่งเสริมการปรับตัวต่อสิ่งที่เร้า ที่เกี่ยวข้องกับความเสี่ยงในการกลับไปดื่มสุราซ้ำของผู้ป่วย

กิตติกรรมประกาศ

ขอขอบคุณทีมการพยาบาลหอผู้ป่วยติดสุราที่อำนวยความสะดวกในการวิจัย

เอกสารอ้างอิง

1. อธิบ ตันอารีย์, พลเทพ วิจิตรคุณากร. สถานการณ์การบริโภค เครื่องดื่มแอลกอฮอล์และดัชนีความเสี่ยงต่อปัญหา แอลกอฮอล์ของจังหวัดในประเทศไทย: ข้อมูลการสำรวจ พ.ศ. 2560. [Alcohol drinking and provincial problem index (PAPI) in Thailand: The 2017 survey]. วารสาร วิจัยระบบสาธารณสุข. 2562;13(4):353-67.
2. พันธุ์ณา กิตติรัตนไพบูลย์, นพพร ตันติรังสี, วรพรรณ จุฑา, อธิบ ตันอารีย์, ปทานนท์ ขวัญสนิท, สาวิตร์ อัยฉณงค์กรชัย. ความชุกของโรคจิตเวชและปัญหาสุขภาพจิต: การสำรวจ ระบาดวิทยาสุขภาพจิตของคนไทยระดับชาติ ปี พ.ศ. 2556 [Prevalence of mental disorders and mental health problems: Thai national mental health survey 2013]. วารสารสุขภาพจิตแห่งประเทศไทย. 2560;25(1):1-16.
3. พันธุ์ณา กิตติรัตนไพบูลย์. คู่มือสำหรับผู้ปฏิบัติ รูปแบบการ ดูแลผู้มีปัญหาการดื่มสุราในระบบสุขภาพ ฉบับปรับปรุง [Handbook for practitioners' model of care for people with alcohol use problems in the health system (revised edition)]. เชียงใหม่: แผนงานการพัฒนา ระบบการดูแลผู้มีปัญหาการดื่มสุรา; 2554.
4. Bradizza CM, Stasiewicz PR, Paas ND. Relapse to alcohol and drug use among individuals diagnosed with co-occurring mental health and substance abuse disorders: a review. Clin Psychol Rev. 2006;26(2):162-78. doi:10.1016/j.cpr.2005.11.005.

5. Witkiewitz K, Marlatt GA. Relapse prevention for alcohol and drug problems: that was Zen, this is Tao. *Am Psychol*. 2004;59(4):224-35. doi:10.1037/0003-066X.59.4.224.
6. สุนทรี ศรีโกสโย, ศิริศักดิ์ อิตติดิลกรัตน์, หทัยชนนี บุญเจริญ, ดวงเดือน ไชยน้อย, อภิศักดิ์ วิทยานุกูลลักษณ์, นภัสสรณ์ รังสิโรจน์, และคณะ. วิธีการดำเนินโรคของโรคติดสุราหลังจำหน่ายออกจากโรงพยาบาล 1 ปี [Alcohol-dependent trajectory after 1 year hospital discharge]. *วารสารสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย*. 2561;63(2):153-66.
7. Fernández-Serrano MJ, Pérez-García M, Schmidt Rio-Valle J, Verdejo-García A. Neuropsychological consequences of alcohol and drug abuse on different components of executive functions. *J Psychopharmacol*. 2010;24(9):1317-32. doi:10.1177/0269881109349841.
8. Hoffman LA, Sklar AL, Nixon SJ. The effects of acute alcohol on psychomotor, set-shifting, and working memory performance in older men and women. *Alcohol*. 2015;49(3):185-91. doi:10.1016/j.alcohol.2015.02.001.
9. วรณิดา ชันดีต่อ, เพชรสุนีย์ ทั้งเจริญกุล, ھرรรษา เศรษฐบุปผา. ความสัมพันธ์ระหว่างความพร้อมในการดูแลและภาระของผู้ดูแลผู้ป่วยโรคติดสุรา โรงพยาบาลสวนปรุง จังหวัดเชียงใหม่ [The association between caregiving readiness and burdens among caregivers of alcohol-dependent patients at Suang Prung Psychiatric Hospital, Chiang Mai Province]. *พยาบาลสาร*. 2562;46(1):76-86.
10. วิลลดา พุ่มไพศาลชัย, ชิดชนก เรือนก้อน. ภาระทางเศรษฐศาสตร์ของโรคติดสุราจากระดับโรงพยาบาลสู่ภาพรวมระดับประเทศ [Economic burden of alcohol dependence at a hospital and national level]. *วารสารสุขภาพจิตแห่งประเทศไทย*. 2563;28(2):150-60.
11. สาวิตรี อัจฉนงค์กรชัย, สุวรรณ อรุณพงศ์ไพศาล. ปัญหาและความผิดปกติจากการดื่มสุรา: ความสำคัญและการดูแลรักษาในประเทศไทย [Problems and disorders from alcohol consumption: significance and treatment in Thailand]. *สงขลา: หน่วยผลิตตำรา คณะแพทยศาสตร์ มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์*; 2557.
12. วิชชุดา ยะคินธุ์, สุชีรา ภัทรายุทธวรรตน์, กนกรัตน์ สุขะตุงคะ, เจริญชัย งามทิพย์วัฒนา. ลักษณะพยาธิสภาพทางจิตของผู้ป่วยที่มีความผิดปกติของการดื่มสุรา [Psychopathological characteristic of patients with alcohol use disorders]. *วารสารสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย*. 2554;56(2):167-78.
13. พรทิพย์ คงสตัย, ศิริภรณ์ ชัยศรี, สวัสดิ์ เทียงธรรม. การพัฒนาเสริมสร้างพลังอำนาจต่อการจัดการพฤติกรรม การดื่มสุราของผู้ป่วยโรคติดสุราระยะหลังพ้นภาวะถอนพิษสุรา [The development empowerment program on management with drinking behaviour of alcohol dependence patients]. *วารสารการพยาบาลจิตเวชและสุขภาพจิต*. 2556;27(1):45-61.
14. นรากร สารีแท้, กันตวิษณุ จูเปรมปรี, กัลยา มั่นล้วน. ตราบาปของผู้ป่วยติดสุรากับการเลือกปฏิบัติ และสิทธิมนุษยชนในวิถีของชุมชน [The stigma of patients with alcohol use disorder with discrimination and the human rights in the community way of life]. *ศรีนครินทร์เวชสาร*. 2561;33(6):589-94.
15. กนกวรรณ จังอินทร์, สมเดช พินิจสุนทร. พฤติกรรมการดื่มแอลกอฮอล์และผลกระทบต่อครอบครัว ของผู้ดื่มแอลกอฮอล์ที่เข้าบำบัดในโรงพยาบาลอภัยภูธรธานี [Drinking behavior and impacts to families of alcoholic drinkers who received treatment in Thanyalak hospital, Udonthani]. *วารสารการพัฒนาสุขภาพชุมชน มหาวิทยาลัยขอนแก่น*. 2560;5(3):487-501.
16. พูนศรี รังษิณี, นิรมล พัจจนสุนทร, หทัยวัน สนั่นเอื้อ. ความชุกของโรคซึมเศร้าในคู่สมรสของผู้ป่วยโรคติดสุราที่โรงพยาบาลศรีนครินทร์ [The prevalence of depressive disorders among the spouses of patients with alcohol dependence at Srinagarind Hospital]. *วารสารสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย*. 2549;51(3):14-24.
17. สมาคมส่งเสริมสถานภาพสตรี. ความรุนแรงในครอบครัว ส่งผลให้เกิดการดื่มแอลกอฮอล์ในทางที่ผิด [Family violence resulting alcohol misuse]. กรุงเทพฯ: สมาคม; 2553.
18. กระทรวงสาธารณสุข. อันตรายจากการดื่มเครื่องดื่มแอลกอฮอล์ [Alcohol's harm]. นนทบุรี: กระทรวง; 2553.

19. อรัญญา สาธิ, เสาวคนธ์ วีระศิริ. การปรับตัวของครอบครัวที่มีบุคคลติดสุรา: การศึกษาหลายกรณี [Family adaptation among alcohol dependent: multi-cases study]. วารสารการพยาบาลและการดูแลสุขภาพ. 2563;38(2): 188-94.
20. Matthieu MM, Ivanoff A. Using stress, appraisal, and coping theories in clinical practice: assessment of coping strategies. Brief Treat Crisis Interv. 2006;6:337-48. doi:10.1093/brief-treatment/mhl009.
21. Roy SC. The Roy adaptation model. (3rd ed). New Jersey: Pearson Education; 2009.
22. โรงพยาบาลสวนปรุง. ฐานข้อมูลผู้ที่มีปัญหาจากการดื่มสุราที่เข้ารับบริการในปีงบประมาณ 2559-2560 [Database of people with alcohol-related problems who received services in 2016-2017]. เชียงใหม่: ระบบสารสนเทศเพื่อการจัดการและการบริหาร โรงพยาบาลสวนปรุง; 2561.
23. เพ็ญศิริ มรกต. ผลของโปรแกรมส่งเสริมการปรับตัวของญาติผู้ดูแลผู้ป่วยระยะสุดท้ายที่เจ็บป่วยด้วยโรคเรื้อรัง [The effect of program promoting the adaptation of family caregivers in caring for end-of-life patients with chronic illness] [วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต]. สงขลา: มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์; 2556.
24. บุญใจ ศรีสถิตย์นรากุล. ระเบียบวิธีการวิจัยทางพยาบาลศาสตร์ [Research methods in nursing science]. กรุงเทพฯ: คณะพยาบาลศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย; 2547.
25. ปิยะนุช แหม่งเพชร. ผลของโปรแกรมส่งเสริมการปรับตัวต่อพฤติกรรมปรับตัวในผู้ป่วยโรคซิสเทมิก ลูปัส อิริตีมาโตซัส [The effect of an adaptation promoting program on adaptation behaviors among patients with systemic lupus erythematosus] [วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต]. สงขลา: มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์; 2560.
26. โสพลินี เหมรุ่งโรจน์. แบบประเมินพุทธิปัญญา Montreal cognitive assessment (MoCA) ฉบับภาษาไทย [Montreal cognitive assessment (MoCA)-Thai version]. MoCA test; 2554 [สืบค้นเมื่อวันที่ 10 ก.พ. 2563]. จาก: https://www.mocatest.org/pdf_files/test/MoCA-Test-Thai.pdf
27. สุนทรี ศรีโกไสย. ปฏิทินบันทึกการดื่มสุรา Time-line follow-back ฉบับภาษาไทย [Time-line follow-back-Thai version]. ใน: การศึกษาวิธีการดำเนินโรคของโรคติดสุรา. นนทบุรี: กรมสุขภาพจิต กระทรวงสาธารณสุข; 2557.
28. สุนทรี ศรีโกไสย, กิตติวรรณ เทียมแก้ว, พันธันภากิตติรัตนไพบูลย์, นวนันท์ ปิยะวัฒน์กุล. ความตรงและความเที่ยงของแบบวัดความรุนแรงของการติดสุราฉบับทดสอบในประชาชนทั่วไป [Validity and reliability of the Thai version of the questionnaire for measuring the severity of alcohol dependence among general population]. วารสารวิชาการสาธารณสุข. 2557;23(6): 1087-97.
29. ชิตขวรรณ คงเกษม, สุนีย์ ละกำป็น, ปิยธิดา จึงสมาน. โปรแกรมส่งเสริมการปรับตัวสำหรับผู้ป่วยไตวายเรื้อรังระยะสุดท้ายที่รักษาด้วยวิธีการล้างไตทางช่องท้อง [A program enhancing adaptation of patients with end stage renal disease and treatment by continuous ambulatory peritoneal dialysis]. วารสารพยาบาลสาธารณสุข. 2560;31(1):75-89.
30. เพ็ญพัทธ์ ดารากร ณ อยุธยา. ความสำเร็จในการเลิกสุราของผู้ป่วยสุราที่มีโรคร่วม [A success in alcohol cessation of alcoholic patients with co-morbidities]. วารสารการพยาบาลจิตเวชและสุขภาพจิต. 2556;27(1): 1-15.
31. สุนทรี ศรีโกไสย, ขาลิสา กันฑารัตน์. การจัดการความรู้เรื่องวิธีการหยุดดื่มสุราให้สำเร็จในผู้ที่เคยติดสุราที่มาใช้บริการคลินิกบำบัดสุรา โรงพยาบาลสวนปรุง จังหวัดเชียงใหม่ [Knowledge management on how to achieved alcohol cessation in people with alcohol dependence who receiving psychosocial-clinic services, Suan Prung Psychiatric Hospital, Chiang Mai]. วารสารสมาคมพยาบาลแห่งประเทศไทยสาขากาเหินอ. 2550;13:10-6.
32. พิทักษ์ สุริยะใจ. การสนับสนุนทางสังคมเพื่อเสริมการหยุดดื่มของผู้ติดสุรา [Social support to enhance abstinence among alcohol dependents] [วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต]. เชียงใหม่: มหาวิทยาลัยเชียงใหม่; 2550.

33. สุภา อัจฉรินทร์, ดวงใจ วัฒนสินธุ์, ภรภัทร เสงอุดมทรัพย์. ปัจจัยที่สัมพันธ์กับความตั้งใจในการหยุดดื่มของผู้ติดสุราที่กลับไปดื่มซ้ำ [Factors associated with intention to alcohol abstinence among persons with relapsed alcohol dependence]. วารสารวิทยาลัยพยาบาลบรมราชชนนี กรุงเทพฯ. 2560;33(1):17-28.

นิพนธ์ต้นฉบับ

ปัจจัยที่สัมพันธ์กับความเมตตากรุณาต่อตนเอง ของนักเรียนชั้นมัธยมศึกษาปีที่ 4 - 5 ในเขตกรุงเทพมหานคร

วันรับ : 27 กรกฎาคม 2564

วันแก้ไข : 19 กุมภาพันธ์ 2565

วันตอบรับ : 21 กุมภาพันธ์ 2565

อภิษฎา รักการ, วท.ม.¹, สุพร อภินันทเวช, พ.บ.¹,

พิชัย อธิฐสกุล, พ.บ.², วัลลภ อัจสริยะสิงห์, พ.บ.¹,

ภาควิชาจิตเวชศาสตร์ คณะแพทยศาสตร์ศิริราชพยาบาล มหาวิทยาลัยมหิดล¹,
ภาควิชาจิตเวชศาสตร์ คณะแพทยศาสตร์โรงพยาบาลรามาธิบดี มหาวิทยาลัยมหิดล²

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ : เพื่อศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างความเมตตากรุณาต่อตนเองกับความเครียด และปัจจัยที่เกี่ยวข้องกับความเมตตากรุณาต่อตนเองของนักเรียนชั้นมัธยมศึกษา

วิธีการ : เป็นงานวิจัยเชิงวิเคราะห์แบบภาคตัดขวาง กลุ่มตัวอย่าง คือ นักเรียนชั้นมัธยมศึกษาปีที่ 4 - 5 ในโรงเรียนสังกัดสำนักงานคณะกรรมการการศึกษาขั้นพื้นฐานและสำนักงานคณะกรรมการส่งเสริมการศึกษาเอกชน จำนวน 496 คน เครื่องมือที่ใช้ในงานวิจัย ได้แก่ แบบวัดความเครียดสำหรับคนไทย แบบวัดความเมตตากรุณาต่อตนเอง และแบบสอบถามรูปแบบการเลี้ยงดูของบิดามารดา วิเคราะห์ข้อมูลด้วยสถิติร้อยละ ค่าเฉลี่ย ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน Kruskal-Wallis test, Pearson's chi-square, Fisher's exact test, multinomial logistic regression และ Spearman's rank correlation

ผล : ความเครียดมีความสัมพันธ์ทางลบกับความเมตตากรุณาต่อตนเองอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($r = -.404$) ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับความเมตตากรุณาต่อตนเอง ได้แก่ ผลการเรียน และรูปแบบการเลี้ยงดู โดยการเลี้ยงดูแบบให้อิสระอย่างมีขอบเขตและแบบยอมตามมีความสัมพันธ์กับการมีความเมตตากรุณาต่อตนเองสูง

สรุป : ความเครียดมีความสัมพันธ์แบบผกผันกับความเมตตากรุณาต่อตนเอง ผลการเรียนและรูปแบบการเลี้ยงดูมีความสัมพันธ์ต่อความเมตตากรุณาต่อตนเองของนักเรียนชั้นมัธยมศึกษา

คำสำคัญ : ความเครียด ความเมตตากรุณาต่อตนเอง รูปแบบการเลี้ยงดู วัยรุ่น

ติดต่อผู้นิพนธ์ : วัลลภ อัจสริยะสิงห์; e-mail: wanlop.atr@mahidol.edu

Original article

Factors related to self-compassion among 10th and 11th grade students in Bangkok

Received : 27 July 2021

Revised : 19 February 2022

Accepted : 21 February 2022

Apichaya Rakkarn, M.Sc.¹, Suporn Apinantavech, M.D.¹,

Pichai Ittasakul, M.D.², Wanlop Atsariyasing, M.D.¹

Department of Psychiatry, Faculty of Medicine Siriraj Hospital, Mahidol University¹,

Department of Psychiatry, Faculty of Medicine Ramathibodi Hospital, Mahidol University²

Abstract

Objective: To explore the relationship between self-compassion and stress, and factors related to self-compassion among 10th and 11th grade students.

Methods: This cross-sectional study used multi-stage sampling to include 496 students in schools under the Office of the Basic Education Commission and the Office of the Private Education Commission. Participants completed online questionnaires consisting of socio-demographic and academic information, parenting styles, the self-compassion scale, and the Thai stress test. Data were analyzed by using percentage, mean with standard deviation, Kruskal-Wallis test, Pearson's chi-square, Fisher's exact test, multinomial logistic regression, and Spearman's rank correlation.

Results: There was a significant negative relationship between levels of self-compassion and stress ($r = -.404$). The grade point average and parenting styles were associated with self-compassion. Authoritative and permissive parenting styles were significantly related to high self-compassion.

Conclusion: Stress was negatively related to self-compassion. The academic performance and parenting styles were associated with self-compassion in 10th and 11th graders.

Keywords: adolescents, parenting, self-compassion, stress

Corresponding author: Wanlop Atsariyasing; e-mail: wanlop.atr@mahidol.edu

ความรู้เดิม : ความเมตตากรุณาต่อตนเองเป็นตัวกลางระหว่างความเครียดและภาวะหมดไฟในการเรียน

ความรู้ใหม่ : ความเครียดมีความสัมพันธ์ทางลบกับความเมตตากรุณาต่อตนเอง ผลการเรียนรู้และรูปแบบการเรียนรู้มีความสัมพันธ์กับความเมตตากรุณาต่อตนเอง

ประโยชน์ที่จะนำไปใช้ : ผู้ปกครองหรือผู้ดูแลควรส่งเสริมเด็กและวัยรุ่นให้มีความเมตตากรุณาต่อตนเองเพื่อรับมือและจัดการความเครียดได้อย่างเหมาะสม

บทนำ

วัยรุ่น หมายถึง บุคคลที่อยู่ในช่วงวัยตั้งแต่ 10 - 21 ปี แบ่งเป็นวัยรุ่นตอนต้น (อายุ 10 - 13 ปี) วัยรุ่นตอนกลาง (อายุ 14 - 17 ปี) และวัยรุ่นตอนปลาย (อายุ 18 - 21 ปี)¹ เป็นช่วงวัยที่เปลี่ยนผ่านจากวัยเด็กเข้าสู่ผู้ใหญ่ มีการเปลี่ยนแปลงทั้งด้านร่างกาย ความคิด สังคม อารมณ์ และจิตใจ² เป็นวัยที่กำลังอยู่ในช่วงค้นหาอัตลักษณ์ (identity) มีความต้องการเป็นส่วนหนึ่งของกลุ่มเพื่อน ขณะเดียวกันก็ต้องการเป็นตัวของตัวเองด้วยการแยกจากพ่อแม่ ด้วยสภาพสังคมและเศรษฐกิจที่มีการเปลี่ยนแปลงอย่างรวดเร็วซึ่งส่งผลกระทบต่อระดับครอบครัว โรงเรียน ชุมชน และประเทศ ทำให้วัยรุ่นเป็นอีกช่วงวัยที่เกิดปัญหาสุขภาพจิตได้บ่อย เช่น ความเครียด และภาวะซึมเศร้า การศึกษาในโรงเรียนสังกัดกรุงเทพมหานครพบว่า ร้อยละ 54.7 ของนักเรียนระดับชั้นมัธยมศึกษามีความเครียดอยู่ในระดับสูงกว่าปกติ โดยวัยรุ่นตอนกลางมีคะแนนความเครียดเฉลี่ยมากที่สุด³ และพบความชุกของภาวะซึมเศร้าประมาณร้อยละ 3.8⁴ ความเครียดในช่วงวัยรุ่นมีความสัมพันธ์กับปัญหาพฤติกรรม เช่น การใช้ความรุนแรง การสูบบุหรี่ และการใช้ยาเสพติด^{5,6} ในขณะที่ภาวะซึมเศร้าในวัยรุ่นเป็นสาเหตุสำคัญของการฆ่าตัวตาย⁷

ความเมตตากรุณาต่อตนเอง (self-compassion) คือ การปฏิบัติต่อตนเองด้วยความรักและเอาใจใส่ เมื่อตกอยู่ในสถานการณ์ที่เจ็บปวด ผิดหวัง ผู้ที่มีเมตตากรุณาต่อตนเองจะสามารถมองว่าความผิดพลาดเป็นธรรมชาติของมนุษย์

มีสติรู้ทันความคิดและอารมณ์ของตนเอง⁸ ทำให้มีความเครียดน้อยลง⁹ ความเมตตากรุณาต่อตนเองมีความสัมพันธ์กับความผาสุก (well-being) ผู้ที่มีความเมตตาต่อตนเองสูงจะมีปัญหาสุขภาพจิตน้อยกว่าผู้ที่มีความเมตตาต่อตนเองต่ำ มีความเป็นสุขและความคิดในเชิงบวกมากกว่า อีกทั้งยังมีความเข้าใจตนเองและผู้อื่น ทำให้มีความพึงพอใจในชีวิตและมีความหวังในชีวิต^{10,11} นำไปสู่ความสามารถในการพัฒนาและเติบโต ความอยากรู้ และการสำรวจสิ่งต่าง ๆ เพื่อเรียนรู้ประสบการณ์ใหม่ ๆ^{12,13} การศึกษาของ Bluth และคณะ¹⁴ พบว่า วัยรุ่นที่มีความเมตตากรุณาต่อตนเองสูงมีการเปลี่ยนแปลงด้านร่างกายอันเกิดมาจากการเครียดน้อยกว่าผู้ที่มีความเมตตากรุณาต่อตนเองต่ำ และยังพบว่านักเรียนที่มีความเมตตากรุณาต่อตนเองสูงมีความผาสุกทางอารมณ์ (emotional well-being) สูงกว่า การศึกษาของ Zhang และคณะ¹⁵ พบว่า ความเมตตากรุณาต่อตนเองช่วยป้องกันความเครียดเรื้อรังในการเรียนได้ โดยอธิบายได้ว่าบุคคลที่มีความเมตตากรุณาต่อตนเองจะสำรวจอารมณ์ความรู้สึกของตนเองอย่างมีสติ ทำให้ลดการตำหนิตัวเอง และมีมุมมองว่าความไม่สมบูรณ์แบบและความผิดพลาดเป็นเรื่องปกติที่มนุษย์ทุกคนต้องเจอ¹⁶ เป็นการป้องกันการประเมินตนเองในเชิงลบซึ่งทำให้ความเครียดลดลง¹⁴

สำหรับบริบทของสังคมไทย มักคุ้นเคยกับคำว่า “เมตตากรุณา” ในแง่ที่เป็นความเมตตากรุณาที่มีต่อผู้อื่น ในขณะที่การศึกษาเกี่ยวกับความเมตตากรุณาต่อตนเองในประเทศไทยยังมีจำนวนน้อย ในต่างประเทศมีการศึกษาปัจจัยที่เกี่ยวข้องกับความเมตตากรุณาต่อตนเองพบว่า เพศ อายุ และปัจจัยที่สามารถปรับเปลี่ยนได้ เช่น รูปแบบการเรียนรู้มีความสัมพันธ์กับความเมตตากรุณาต่อตนเอง^{17,18} อย่างไรก็ตาม การศึกษาเหล่านี้ศึกษาในประเทศที่มีสภาพสังคม เศรษฐกิจ การศึกษา และรูปแบบการเรียนรู้ที่แตกต่างจากประเทศไทย การศึกษาปัจจัยที่สัมพันธ์กับความเมตตากรุณาต่อตนเองในวัยรุ่นไทยจึงมีประโยชน์เป็นข้อมูลให้ผู้ที่เกี่ยวข้องสามารถวางแผนป้องกันและดูแลปัญหาสุขภาพจิตของวัยรุ่น โดยเฉพาะการส่งเสริมให้มีความเมตตากรุณาต่อ

ตนเองซึ่งจะสามารถป้องกันหรือจัดการกับความเครียดในวัยรุ่นได้

การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาความสัมพันธ์ของความเมตตากรุณาต่อตนเองและความเครียด และปัจจัยที่เกี่ยวข้องกับความเมตตากรุณาต่อตนเอง

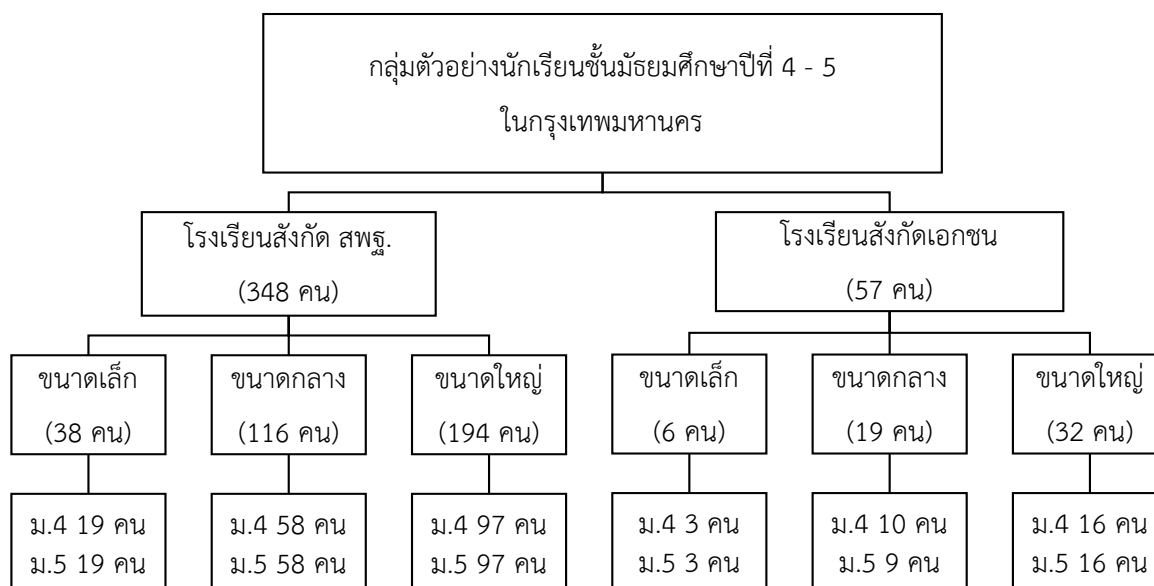
วิธีการ

การวิจัยเชิงวิเคราะห์แบบภาคตัดขวาง (cross-sectional analytical study) เก็บข้อมูลด้วยแบบสอบถามกลุ่มตัวอย่างตอบแบบสอบถามด้วยตนเอง ผู้วิจัยได้เข้าไปประชาสัมพันธ์และเก็บข้อมูลที่โรงเรียนตั้งแต่ เดือนมิถุนายน - ธันวาคม 2562 โดยการศึกษานี้ได้รับการอนุมัติจากคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยในคน คณะแพทยศาสตร์ศิริราชพยาบาล มหาวิทยาลัยมหิดล เมื่อวันที่ 30 พฤศจิกายน 2561 รหัสโครงการ 491/2561 (EC4)

กลุ่มตัวอย่างเป็นนักเรียนชั้นมัธยมศึกษาปีที่ 4 - 5 ในโรงเรียนสังกัดสำนักงานคณะกรรมการการศึกษาขั้นพื้นฐาน (สพฐ.) และสำนักงานคณะกรรมการส่งเสริมการศึกษาเอกชน (สช.) ในกรุงเทพมหานคร เพื่อเป็นตัวแทนของนักเรียนในโรงเรียนประเภทสามัญศึกษา สุ่มตัวอย่างแบบหลายขั้นตอน

(multi-stage sampling) โดยขั้นแรกใช้การสุ่มแบบชั้นภูมิ (stratified random sampling) ใช้ขนาดโรงเรียนเป็นเกณฑ์ในการแบ่งชั้น แบ่งเป็น โรงเรียนขนาดเล็ก (จำนวนนักเรียนน้อยกว่า 500 คน) ขนาดกลาง (จำนวนนักเรียน 500 - 1,499 คน) และขนาดใหญ่ (จำนวนนักเรียน 1,500 คนขึ้นไป) จากนั้นใช้การสุ่มอย่างง่าย โดยจับสลากโรงเรียนที่เข้าไปเก็บข้อมูลจำนวน 6 โรงเรียน เป็นโรงเรียนสังกัด สพฐ. ขนาดเล็ก กลาง และใหญ่ อย่างละ 1 โรงเรียน และโรงเรียนในสังกัด สช. ขนาดเล็ก กลาง และใหญ่ อย่างละ 1 โรงเรียน ส่วนในขั้นที่สองใช้การสุ่มตามสะดวกโดยทางโรงเรียนได้เลือกห้องเรียนให้กำหนดจำนวนนักเรียนและห้องเรียนตามสัดส่วนของขนาดโรงเรียนและตามหน่วยงานที่สังกัด โดยโรงเรียนสังกัด สพฐ. โรงเรียนขนาดเล็กเลือกมา 1 ห้องเรียน โรงเรียนขนาดกลาง 2 ห้องเรียน และโรงเรียนขนาดใหญ่ 3 ห้องเรียน ส่วนโรงเรียนสังกัด สช. โรงเรียนขนาดเล็ก กลาง ใหญ่ เลือกอย่างละ 1 ห้องเรียน ดังแผนภาพที่ 1

การคำนวณกลุ่มตัวอย่าง อ้างอิงผลสำรวจความเครียดในปี พ.ศ. 2554 - 2555 ของ Child Watch ทำการสำรวจนักเรียนทั่วประเทศไทยจำนวน 25,975 คน พบว่านักเรียนชั้นมัธยมศึกษาตอนปลายมีความเครียดร้อยละ 41.9¹⁹ และจำนวน



แผนภาพที่ 1 ขั้นตอนเลือกกลุ่มตัวอย่าง

นักเรียนชั้นมัธยมศึกษาปีที่ 4 - 5 ทั้งหมดของโรงเรียนในสังกัด สพฐ. และ สข. ในปีการศึกษา 2560 คือ 72,770 คน²⁰ และ 17,617 คน²¹ ตามลำดับ รวมทั้งสิ้น 90,387 คน กำหนดระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ความคลาดเคลื่อนที่ยอมรับได้เท่ากับร้อยละ 5 ได้ขนาดตัวอย่าง 368 คน และเพิ่มขนาดกลุ่มตัวอย่างร้อยละ 10 เพื่อป้องกันความไม่สมบูรณ์ของข้อมูล จึงใช้ขนาดตัวอย่างอย่างน้อย 405 คน

เครื่องมือในการวิจัย ประกอบไปด้วย

1) แบบสอบถามข้อมูลทั่วไป ประกอบไปด้วย เพศ อายุ เศรษฐฐานะครอบครัว และผลการเรียน

2) แบบสอบถามเกี่ยวกับรูปแบบการเลี้ยงดูของบิดามารดา พัฒนาโดยศลักษณา กิตติทัศน์เสรี²² มีแนวคิดในการสร้างเครื่องมือมาจากแนวคิดทฤษฎีเกี่ยวกับรูปแบบการเลี้ยงดู 4 รูปแบบของ Baumrind²³ ประกอบด้วยคำถาม 32 ข้อ แบ่งเป็น 4 ด้าน ได้แก่ รูปแบบการเลี้ยงดูแบบเข้มงวด แบบให้อิสระอย่างมีขอบเขต แบบปล่อยปละละเลย และแบบยอมตาม เป็นแบบทดสอบมาตราส่วนประมาณค่า 5 ระดับ (มากที่สุด มาก น้อย น้อยที่สุด และไม่มีเลย) การแปลผลรูปแบบการเลี้ยงดูที่นักเรียนได้รับจากรูปแบบที่ได้คะแนนสูงที่สุด แบบประเมินมีค่าสัมประสิทธิ์แอลฟาของครอนบาค (Cronbach's coefficient alpha) ดังนี้ รูปแบบการเลี้ยงดูแบบเข้มงวด มีค่า 0.90 รูปแบบการเลี้ยงดูแบบให้อิสระอย่างมีขอบเขต มีค่า 0.93 รูปแบบการเลี้ยงดูแบบปล่อยปละละเลย มีค่า 0.91 และรูปแบบการเลี้ยงดูแบบยอมตาม มีค่า 0.88

3) แบบวัดความเมตตากรุณาต่อตนเอง (self-compassion scale) ของ Neff แปลเป็นภาษาไทยโดย วัชรชาติ บุญสร้างสม²⁴ มีจำนวน 26 ข้อ แบ่งเป็น 6 ด้าน เป็นมาตราส่วนประมาณค่า 5 ระดับ (ไม่เคยตรงเลย แทบจะไม่ตรง ตรงบางครั้ง ตรงบ่อยครั้ง และตรงแทบทุกครั้ง) คำนวณคะแนนความเมตตากรุณาต่อตนเองโดยนำคะแนนรวมในแต่ละด้านหารด้วยจำนวนข้อในด้านนั้นและนำคะแนนเฉลี่ยในแต่ละด้านมารวมกัน ได้คะแนนรวมซึ่งมีค่าอยู่ระหว่าง 6 - 30 คะแนน แบ่งระดับคะแนนเป็น 3 ระดับโดยใช้จุดตัดคะแนนที่เปอร์เซ็นต์ไทล์ที่ 25 และ 75 แปลผลดังนี้ 6.00 - 14.00 คะแนน มีความเมตตากรุณาต่อตนเองระดับต่ำ

14.01 - 22.00 คะแนน มีความเมตตากรุณาต่อตนเองระดับปานกลาง และ 22.01 - 30.00 คะแนน มีความเมตตากรุณาต่อตนเองระดับสูง แบบวัดทั้งฉบับมีความเที่ยงแบบความสอดคล้องภายใน (internal consistency reliability) พิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์แอลฟาของครอนบาค เท่ากับ 0.92

4) แบบวัดความเครียดสำหรับคนไทย (Thai stress test; TST) สร้างโดยสุชีรา ภัทรายุตวรรัตน และคณะ²⁵ มีจำนวน 24 ข้อ มีทั้งข้อวัดทางลบและทางบวก เป็นมาตราส่วนประมาณค่า 3 ระดับ (รู้สึกบ่อย ๆ รู้สึกเป็นครั้งคราว และไม่เคยรู้สึกเลย) แปลผลคะแนนโดยนำคะแนนรวมด้านบวกและคะแนนรวมด้านลบมาเทียบกับตารางเมทริกซ์ จากนั้นนำตัวเลขจากตารางเมทริกซ์มาแปลผลระดับความเครียดเป็นกลุ่มสุขภาพจิตดีมาก สุขภาพจิตปกติ เครียดเล็กน้อย และเครียดมาก แบบวัดผ่านการประเมินความตรงเชิงโครงสร้างและความตรงเชิงจำแนก มีค่าสัมประสิทธิ์แอลฟาของครอนบาคเท่ากับ 0.84 และ split-half coefficient เท่ากับ 0.88

การเก็บข้อมูล เมื่อสุ่มได้โรงเรียนในสังกัด สพฐ. และ สข. แล้ว ผู้วิจัยติดต่อโรงเรียนเพื่อขอเข้าไปประชาสัมพันธ์และเก็บข้อมูล โดยตัวแทนครูของแต่ละโรงเรียนเลือกห้องเรียนตามความสะดวก ผู้วิจัยได้เข้าไปประชาสัมพันธ์ขอให้นักเรียนตอบแบบสอบถามด้วยตัวเอง โดยชี้แจงว่าการร่วมโครงการเป็นไปตามความสมัครใจและการเข้าร่วมหรือไม่เข้าร่วมไม่ส่งผลใด ๆ ต่อกลุ่มตัวอย่าง เก็บข้อมูลแบบออนไลน์โดยกลุ่มตัวอย่างตอบแบบสอบถามทางโทรศัพท์มือถือหรือคอมพิวเตอร์เพื่อพิทักษ์ความเป็นส่วนตัว เนื่องจากข้อมูลบางส่วนอาจมีความอ่อนไหว แบบสอบถามเริ่มด้วยการชี้แจงให้ผู้เข้าร่วมโครงการวิจัย หากผู้ตอบเลือก “รับทราบและยินดีเข้าร่วมการวิจัย” จะเชื่อมโยงไปยังแบบทดสอบตอนต่อไป โดยถือว่าการเลือกตัวเลือกนี้เป็นการตอบรับเข้าร่วมโครงการ แทนการลงลายมือชื่อในหนังสือให้ความยินยอมเข้าร่วมงานวิจัย (implied assent) แต่หากผู้ตอบเลือก “ไม่ยินดีเข้าร่วมการวิจัย” ถือว่าเป็นการแสดงความประสงค์ไม่เข้าร่วมการวิจัยและเป็นการจบการทำแบบสอบถาม ระหว่างที่ตอบแบบสอบถาม หากรู้สึกไม่สบายใจที่จะทำหรือต้องการ

หยุดการตอบแบบสอบถาม ผู้ตอบสามารถหยุดได้ทันที
แบบสอบถามใช้เวลาในการทำไม่เกิน 30 นาที

การวิเคราะห์ข้อมูล ตรวจสอบข้อตกลงเบื้องต้น
ของสถิติและวิเคราะห์ข้อมูลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป ดังนี้
วิเคราะห์ข้อมูลทั่วไปของกลุ่มตัวอย่างด้วยสถิติเชิงพรรณนา
ได้แก่ ร้อยละ ค่าเฉลี่ย และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน
เปรียบเทียบความแตกต่างของความเมตตากรุณาต่อตนเอง
ระหว่างกลุ่มย่อยด้วย Pearson's chi-square สำหรับตัวแปร
อิสระที่มีการแจกแจงปกติ หรือ Kruskal-Wallis test สำหรับ
ตัวแปรที่มีการแจกแจงไม่ปกติ วิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่าง
ความเครียดและรูปแบบการเลี้ยงดูกับความเมตตากรุณา
ต่อตนเอง ด้วย Spearman's rank correlation และ
multinomial logistic regression

ผล

มีผู้ตอบแบบสอบถามทั้งหมด 643 คน ผู้ที่
ตอบคำถามครบถ้วนและนำมาวิเคราะห์ได้มีจำนวน 496 คน
คิดเป็นร้อยละ 77.1 ของผู้ตอบแบบสอบถามทั้งหมด
กลุ่มตัวอย่างเป็นเพศหญิง ร้อยละ 53.4 เป็นนักเรียนใน
สังกัด สพฐ. ร้อยละ 81.7 มาจากโรงเรียนขนาดเล็ก
ร้อยละ 10.3 โรงเรียนขนาดกลางร้อยละ 22.6 และโรงเรียน
ขนาดใหญ่ร้อยละ 67.1 กลุ่มตัวอย่างมีอายุตั้งแต่ 14 - 20 ปี
อายุเฉลี่ย 15.8 ปี (SD = 0.77) ผลการศึกษาเฉลี่ย 3.15
ร้อยละ 39.1 มีเศรษฐกิจในระดับปานกลาง โดยมี
รายได้เฉลี่ยเดือนละ 20,001 - 40,000 บาท แสดงดังตารางที่ 1

การวัดระดับความเครียดพบว่า กลุ่มตัวอย่าง
ส่วนใหญ่มีความเครียดอยู่ในระดับเล็กน้อย (ร้อยละ 64.3)

ตารางที่ 1 ข้อมูลทั่วไปของกลุ่มตัวอย่าง (n = 496)

ข้อมูลทั่วไป	จำนวน (ร้อยละ)
เพศ	
ชาย	231 (46.6)
หญิง	265 (53.4)
สังกัดโรงเรียน	
สังกัด สพฐ.	405 (81.7)
สังกัดเอกชน	91 (18.3)
ขนาดโรงเรียน	
โรงเรียนขนาดเล็ก	51 (10.3)
โรงเรียนขนาดกลาง	112 (22.6)
โรงเรียนขนาดใหญ่	333 (67.1)
ระดับการศึกษา	
มัธยมศึกษาปีที่ 4	242 (48.8)
มัธยมศึกษาปีที่ 5	254 (51.2)
อายุเฉลี่ย (ปี)	15.80 (0.77)
เกรดเฉลี่ย (เปอร์เซ็นต์ไทล์ที่ 25 - 75)	3.15 (2.69 - 3.51)
รายได้ต่อเดือนของครอบครัว (บาท)	
ต่ำกว่า 20,000	134 (27.0)
20,001 - 40,000	195 (39.3)
40,001 - 60,000	74 (14.9)
มากกว่า 60,000	93 (18.8)

รองลงมาเป็นสุขภาพจิตปกติ (ร้อยละ 21.0) สุขภาพจิตดีมาก (ร้อยละ 10.1) และเครียดมาก (ร้อยละ 4.6) เพศชายมีความเครียดเล็กน้อยร้อยละ 63.2 เครียดมากร้อยละ 3.0 เพศหญิงมีความเครียดเล็กน้อยร้อยละ 65.3 เครียดมากร้อยละ 6.0 นักเรียนชั้นมัธยมศึกษาปีที่ 4 มีความเครียดเล็กน้อยร้อยละ 66.9 เครียดมากร้อยละ 3.3 นักเรียนชั้นมัธยมศึกษาปีที่ 5 มีความเครียดเล็กน้อยร้อยละ 61.8 เครียดมากร้อยละ 6.0

คะแนนความเมตตากรุณาต่อตนเองของกลุ่มตัวอย่างอยู่ระหว่าง 8.25 - 28.40 คะแนน ค่าเฉลี่ย 19.32 คะแนน (SD = 2.9) ค่าเฉลี่ยผลการเรียนของนักเรียนกลุ่มที่มีความเมตตากรุณาต่อตนเองระดับสูง ระดับกลาง และระดับต่ำระหว่างกลุ่มมีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติโดยผู้ที่มีระดับความเมตตากรุณาต่อตนเองต่ำมีคะแนนเฉลี่ย

ผลการเรียนสูงกว่ากลุ่มอื่น และพบความแตกต่างของระดับความเมตตากรุณาต่อตนเองระหว่างกลุ่มที่ได้รับการเลี้ยงดูแบบต่าง ๆ โดยกลุ่มที่ได้รับการเลี้ยงดูแบบยอมตาม กลุ่มที่ได้รับการเลี้ยงดูแบบให้อิสระแบบมีขอบเขต และกลุ่มที่ได้รับการเลี้ยงดูแบบเข้มงวด มีสัดส่วนของผู้ที่มีความเมตตากรุณาต่อตนเองระดับสูงเท่ากับร้อยละ 30.8 ร้อยละ 18.5 และร้อยละ 9.2 ตามลำดับ ในขณะที่กลุ่มที่ได้รับการเลี้ยงดูแบบปล่อยปละละเลยไม่มีผู้ที่มีความเมตตากรุณาต่อตนเองระดับสูง แสดงดังตารางที่ 2

การวิเคราะห์ค่าสหสัมพันธ์ด้วย Spearman's rank correlation พบว่า ความเครียดมีความสัมพันธ์ทางลบกับความเมตตากรุณาต่อตนเองอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($r = -.404, p < .01$) การวิเคราะห์ multinomial logistic regression พบความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติระหว่าง

ตารางที่ 2 ความสัมพันธ์ระหว่างความเมตตากรุณาต่อตนเองกับปัจจัยที่เกี่ยวข้อง

	จำนวน (ร้อยละ) N = 496	เมตตาต่อตนเอง ต่ำ จำนวน (ร้อยละ) n = 21	เมตตาต่อตนเอง ปานกลาง จำนวน (ร้อยละ) n = 391	เมตตาต่อตนเอง สูง จำนวน (ร้อยละ) n = 84	p-value
เพศ					.457
ชาย	231 (46.6)	7 (3.0)	185 (80.1)	39 (16.9)	
หญิง	265 (53.4)	14 (5.3)	206 (77.7)	45 (17.0)	
เกรดเฉลี่ย (เปอร์เซ็นต์ไทล์ที่ 25 - 75)	3.15 (2.69 - 3.51)	3.33 (2.84 - 3.57)	3.13 (2.63 - 3.50)	3.27 (2.91 - 3.6)	.045*
รายได้ต่อเดือนของครอบครัว (บาท)					.176
ต่ำกว่า 20,000	134 (27.0)	8 (6.0)	110 (82.1)	16 (11.9)	
20,001 - 40,000	195 (39.3)	8 (4.1)	154 (79.0)	33 (16.9)	
40,001 - 60,000	74 (14.9)	2 (2.7)	52 (70.3)	20 (27.0)	
มากกว่า 60,000	93 (18.8)	3 (3.2)	75 (80.7)	15 (16.1)	
รูปแบบการเลี้ยงดู					< .001**
เข้มงวด	54 (10.9)	5 (9.2)	44 (81.6)	5 (9.2)	
ให้อิสระแบบมีขอบเขต	379 (76.4)	11 (2.9)	298 (78.6)	70 (18.5)	
ปล่อยปละละเลย	19 (3.8)	4 (21.0)	15 (79.0)	0 (0.0)	
ยอมตาม	26 (5.2)	1 (3.8)	17 (65.4)	8 (30.8)	
มากกว่า 1 รูปแบบ	18 (3.6)	0 (0.0)	17 (94.4)	1 (5.6)	

* วิเคราะห์ด้วยสถิติ Kruskal-Wallis test

** วิเคราะห์ด้วยสถิติ Fisher's exact test

ความเมตตากรุณาต่อตนเองกับระดับความเครียด โดยเมื่อกลุ่มตัวอย่างมีความเครียดรุนแรงขึ้น 1 ระดับ จะมีโอกาสที่จะมีความเมตตาต่อตัวเองต่ำเพิ่มเป็น 21.8 เท่า เมื่อเทียบกับโอกาสที่จะมีความเมตตากรุณาต่อตนเองในระดับสูง และเมื่อโอกาสที่จะมีความเมตตาต่อตัวเองปานกลางเพิ่มเป็น 3.3 เท่า เมื่อเทียบกับโอกาสที่จะมีความเมตตากรุณาต่อตนเองในระดับสูง แสดงดังตารางที่ 3

วิจารณ์

กลุ่มตัวอย่างส่วนใหญ่มีคะแนนความเมตตากรุณาต่อตนเองในระดับปานกลาง เช่นเดียวกับการศึกษาในนักศึกษาระดับมหาวิทยาลัยของวัชราวดี บุญสร้างสม²⁴ และพบความเครียดมีความสัมพันธ์ทางลบกับความเมตตากรุณาต่อตนเอง กล่าวคือผู้ที่มีความเมตตากรุณาต่อตนเองในระดับสูงมีความเครียดน้อยกว่าผู้ที่มีความเมตตากรุณาต่อตนเองต่ำ เนื่องจากการจัดการกับความเครียดที่มีประสิทธิภาพ ประกอบด้วยการจัดการด้านอารมณ์และการจัดการกับปัญหา²⁶ ซึ่งความเมตตากรุณาต่อตนเองเป็นการปรับเปลี่ยนมุมมองความคิดภายในตัวบุคคลในเชิงบวก ด้วยการทำความเข้าใจว่าความผิดพลาดเป็นเรื่องปกติที่มนุษย์ทุกคนต้องเจอ ทำให้เกิดการยอมรับและเกิดการปรับตัว จึงไม่ใช่วิธีหลีกเลี่ยง

หลบเลี่ยง หรือตำหนิตัวเอง ซึ่งทำให้ความเครียดยังคงอยู่โดยไม่ได้รับการจัดการ²⁷ สอดคล้องกับผลการศึกษาของ Lather และคณะ²⁸ ที่พบว่าความเมตตากรุณาต่อตนเองเป็นตัวกลางระหว่างการเรียนรู้ความเครียดและอาการซึมเศร้า โดยความเมตตากรุณาต่อตนเองมีความสัมพันธ์แบบผกผันกับการรับรู้ความเครียด อาการซึมเศร้า และความกังวล และสอดคล้องกับการศึกษาของ Zhang และคณะ¹⁵ ที่พบว่าความเมตตากรุณาต่อตนเองเป็นตัวกลางระหว่างความเครียดเรื้อรังที่เกี่ยวข้องกับการเรียนและผลกระทบเชิงลบ และเป็นปัจจัยปกป้องความเครียดเรื้อรังในการเรียน การพัฒนาความเมตตากรุณาต่อตนเองจึงเป็นสิ่งที่ช่วยในการรับมือกับความเครียดได้

พบว่าค่าเฉลี่ยผลการเรียนของนักเรียนกลุ่มที่มีความเมตตากรุณาต่อตนเองระดับสูง ระดับกลาง และระดับต่ำ มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ อย่างไรก็ตาม ค่าเฉลี่ยผลการเรียนของทั้งสามกลุ่มอยู่ในระดับสูงแทบไม่แตกต่างกัน อาจเป็นเพราะในขั้นตอนการเข้าไปเก็บข้อมูลโรงเรียนเป็นผู้เลือกห้องเรียนให้เนื่องจากข้อจำกัดเรื่องเวลาและความสะดวกของทางโรงเรียน ทำให้ได้กลุ่มตัวอย่างส่วนใหญ่เป็นกลุ่มที่มีผลการเรียนค่อนข้างสูง ส่งผลให้ข้อมูลมีความกระจายตัวต่ำ

ตารางที่ 3 ความสัมพันธ์ระหว่างความเมตตากรุณาต่อตนเอง ความเครียด ผลการเรียนรู้ และการเลี้ยงดูจาก จากการวิเคราะห์ multinomial logistic regression

	ความเมตตากรุณาต่อตนเองต่ำ		ความเมตตากรุณาต่อตนเองปานกลาง	
	Adjusted Odds ratio (95% CI)*	p-value	Adjusted Odds ratio (95% CI)*	p-value
ระดับความเครียด	21.82 (7.40, 64.28)	< .001	3.26 (2.31, 4.59)	< .001
เกรดเฉลี่ย	1.22 (0.43, 3.48)	.708	0.60 (0.36, 1.02)	.059
รูปแบบการเลี้ยงดู**				
ให้อิสระแบบมีขอบเขต (reference)	1		1	
เข้มงวด	1.83 (0.42, 8.09)	.423	0.99 (0.36, 2.74)	.991
ยอมตาม	0.46 (0.04, 4.68)	.510	0.33 (0.12, 0.89)	.029

* reference คือ กลุ่มเมตตากรุณาต่อตนเองสูง

** AOR ของรูปแบบการเลี้ยงดูแบบปล่อยปละละเลยไม่สามารถหาค่าได้เนื่องจากจำนวนกลุ่มตัวอย่างที่มีรูปแบบการเลี้ยงดูแบบปล่อยปละละเลยในกลุ่มเมตตากรุณาต่อตนเองสูงมีค่าเป็น 0

รูปแบบการเลี้ยงดูเป็นสิ่งที่เด็กได้รับและตอบสนองกับผู้ปกครองซึ่งส่งผลต่อพฤติกรรมและมุมมองที่เด็กมีต่อตนเองและผู้อื่น²⁹ การศึกษานี้พบว่ารูปแบบการเลี้ยงดูแบบให้อิสระอย่างมีขอบเขตมีความสัมพันธ์กับความเมตตาต่อตนเอง สอดคล้องกับการศึกษาของ Hall³⁰ ที่พบว่าแม่ที่เลี้ยงลูกแบบให้อิสระแบบมีขอบเขตทำให้ลูกมีความเมตตาต่อตนเองสูง อาจอธิบายได้จากการเลี้ยงดูรูปแบบดังกล่าวให้ความสำคัญกับการตอบสนองต่อความต้องการของผู้เลี้ยงดูไปพร้อมกับความต้องการของผู้ถูกเลี้ยงดู มีผลให้เด็กมีประสบการณ์เรียนรู้ สามารถตอบสนองตัวเองและปรับโยนตัวเองเมื่อเกิดความทุกข์ใจ ส่วนการเลี้ยงดูแบบยอมตามพบว่า มีความสัมพันธ์กับความเมตตาต่อตนเองเช่นกัน อาจอธิบายได้จากการที่ผู้ดูแลตอบสนองต่อความต้องการของเด็กสูงทำให้เด็กมีประสบการณ์ในการตอบสนองต่อความต้องการทางอารมณ์ของตนเอง หรือมีมุมมองปรับโยนตนเองมากกว่าที่จะตำหนิตัวเองหรือตอบสนองตนเองในทางลบ

ข้อจำกัดของการศึกษานี้ ได้แก่ 1) การศึกษานี้มีช่วงเวลาเก็บแบบสอบถามนานประมาณ 6 เดือน และห้องเรียนที่เข้าร่วมมาจากการคัดเลือกของโรงเรียน จึงอาจส่งผลต่อความแตกต่างของระดับความเครียดของกลุ่มตัวอย่างและการกระจายของข้อมูล 2) ผลการศึกษานี้อาจไม่สามารถนำไปอ้างอิงเป็นตัวแทนของประชากรนักเรียนมัธยมศึกษาปีที่ 4 - 5 ในเขตกรุงเทพมหานครได้ทั้งหมด เนื่องจากยังขาดข้อมูลของนักเรียนที่ศึกษานอกระบบโรงเรียนและข้อมูลจากโรงเรียนสังกัดอื่น ๆ 3) แบบสอบถามรูปแบบการเลี้ยงดูเป็นการประเมินโดยผู้ถูกเลี้ยงดูฝ่ายเดียว และเป็นการประเมินย้อนหลังซึ่งไม่ได้กำหนดช่วงเวลาว่าเป็นรูปแบบการเลี้ยงดูในอดีตหรือปัจจุบัน อาจส่งผลต่อความแม่นยำของแบบสอบถาม 4) เครื่องมือแบบวัดความเมตตาต่อตนเองสร้างขึ้นสำหรับกลุ่มนักศึกษา ในขณะที่กลุ่มตัวอย่างในการศึกษาค้างนี้เป็นนักเรียนชั้นมัธยม และ 5) การศึกษานี้เป็นการวิจัยแบบตัดขวางและวิเคราะห์ข้อมูลโดยการหาความสัมพันธ์เท่านั้น ขาดการอนุมานเหตุผล (causal assumption)

การศึกษาในอนาคตจึงควรศึกษาแบบติดตามไปข้างหน้า และใช้สถิติในเชิงที่สรุปความเป็นเหตุเป็นผล

สรุป

ความเครียดมีความสัมพันธ์ทางลบกับความเมตตาต่อตนเอง ปัจจัยที่เกี่ยวข้องกับความเมตตาต่อตนเอง ได้แก่ ผลการเรียนรู้และรูปแบบการเลี้ยงดู รูปแบบการเลี้ยงดูแบบให้อิสระอย่างมีขอบเขตและการเลี้ยงดูแบบยอมตามมีความสัมพันธ์กับการมีความเมตตาต่อตนเองสูง

กิตติกรรมประกาศ

โครงการวิจัยนี้ได้รับทุนอุดหนุนการวิจัยฯ จากคณะแพทยศาสตร์ศิริราชพยาบาล มหาวิทยาลัยมหิดล รหัสโครงการ (IO) R016231023 ขอขอบคุณ ดร.อรรณ สุภาพงษ์ ที่ได้ให้คำแนะนำในการวิเคราะห์ข้อมูล

เอกสารอ้างอิง

1. รสวันต์ อาริมิตร, สุภิญญา อินอิ้ว, บุญยิ่ง มานะบริบูรณ์, ศิริไชย หงษ์สงวนศรี, สมจิตร จารูรัตน์ศิริกุล, บรรณาธิการ. ตำราเวชศาสตร์วัยรุ่น. นนทบุรี: ห้างหุ้นส่วนจำกัดภาพพิมพ์; 2559. น. 117-28.
2. Özdemir A, Utkualp N, Palloş A. Physical and psychosocial effects of the changes in adolescence period. *International Journal of Caring Sciences*. 2016;9(2):717-23.
3. นิธิสนิ รุจิรังสีเจริญ, นิดา ลัมสุวรรณ, ศิริไชย หงษ์สงวนศรี, บัญญัติ ยงย่วน. ปัจจัยที่สัมพันธ์กับระดับความเครียดของนักเรียนระดับมัธยมศึกษา สังกัดกรุงเทพมหานคร [Factors associated with stress levels in secondary school students under Bangkok metropolitan administration]. *วารสารสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย*. 2564;66(1): 53-68.
4. ฐิติวิ แก้วพรสวรรค์, เบญจพร ต้นตูลูติ. การศึกษาความชุกของภาวะซึมเศร้าและปัจจัยที่เกี่ยวข้องในเด็กนักเรียนชั้นมัธยมศึกษาปีที่ 5 ในกรุงเทพมหานคร [The prevalence of depression in 2nd year high school students in Bangkok]. *วารสารสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย*. 2555;57(4):395-402.

5. Nichter M, Nichter M, Carkoglu A. Reconsidering stress and smoking: a qualitative study among college students. *Tob Control*. 2007;16(3):211-4. doi:10.1136/tc.2007.019869.
6. Sinha, R. How does stress increase risk of drug abuse and relapse?. *Psychopharmacology (Berl)*. 2001;158(4):343-59. doi:10.1007/s002130100917.
7. Panyayong B. Suicide among children and adolescents in Thailand. *Journal of the Psychiatric Association of Thailand*. 2006;51(1):11-20.
8. Bluth K, Gaylord SA, Campo RA, Mullarkey MC, Hobbs L. Making friends with yourself: a mixed methods pilot study of a mindful self-compassion program for adolescents. *Mindfulness (NY)*. 2016;7(2):479-92. doi:10.1007/s12671-015-0476-6.
9. Krieger T, Hermann H, Zimmermann J, Holtforth MR. Associations of self-compassion and global self-esteem with positive and negative affect and stress reactivity in daily life: findings from a smart phone study. *Personality and individual differences*. 2015;87(1):288-92. doi:10.1016/j.paid.2015.08.009.
10. Zessin U, Dickhäuser O, Garbade S. The relationship between self-compassion and well-being: a meta-analysis. *Appl Psychol Health Well Being*. 2015;7(3):340-64. doi:10.1111/aphw.12051.
11. Yang Y, Zhang M, Kou Y. Self-compassion and life satisfaction: the mediating role of hope. *Pers Individ Dif*. 2016;98:91-5. doi:10.1016/j.paid.2016.03.086.
12. Sun X, Chan DW, Chan L-k. Self-compassion and psychological well-being among adolescents in Hong Kong: exploring gender differences. *Pers Individ Dif*. 2016;101:288-92. doi:10.1016/j.paid.2016.06.011.
13. Neff KD, Rude SS, Kirkpatrick KL. An examination of self-compassion in relation to positive psychological functioning and personality traits. *J Res Pers*. 2007;41(4):908-16. doi:10.1016/j.jrp.2006.08.002.
14. Bluth K, Roberson PN, Gaylord SA, Faurot KR, Grewen KM, Arzon S, et al. Does self-compassion protect adolescents from stress?. *J Child Fam Stud*. 2016;25(4):1098-109. doi:10.1007/s10826-015-0307-3.
15. Zhang Y, Luo X, Che X, Duan W. Protective effect of self-compassion to emotional response among students with chronic academic stress. *Front Psychol*. 2016;7:1802. doi:10.3389/fpsyg.2016.01802.
16. Neff KD, Kirkpatrick KL, Rude SS. Self-compassion and adaptive psychological functioning. *J Res Pers*. 2007;41(1):139-54. doi:10.1016/j.jrp.2006.03.004.
17. Bluth K, Campo RA, Futch WS, Gaylord SA. Age and gender differences in the associations of self-compassion and emotional well-being in a large adolescent sample. *J Youth Adolesc*. 2017;46(4):840-53. doi:10.1007/s10964-016-0567-2.
18. Pepping CA, Davis PJ, O'Donovan A, Pal J. Individual differences in self-compassion: the role of attachment and experiences of parenting in childhood. *Self and Identity*. 2015;14(1):104-17. doi:10.1080/15298868.2014.955050.
19. โครงการพัฒนาเครือข่ายการจัดการเชิงพื้นที่ในการวิเคราะห์สถานการณ์และขับเคลื่อนการพัฒนาคุณภาพชีวิตเด็กและเยาวชน. *Child Watch กับสถานการณ์เด็กและเยาวชนในรอบปี 2554-2555 [Child watch and the situation of children and youth in the year 2011-2012]* [อินเทอร์เน็ต]. กรุงเทพฯ: สถาบันรามจิตติ; 2557 [สืบค้นเมื่อวันที่ 3 พ.ค. 2560]. จาก: <https://www.teenpath.net/content.asp?ID=17832#.YgH41-rP2Ht>
20. สำนักงานนโยบายและแผนการศึกษาขั้นพื้นฐาน กระทรวงศึกษาธิการ. ข้อมูลรายชื่อโรงเรียนสังกัด สพฐ. ปี 2559 [Information on the list of schools under OBEC in 2016] [อินเทอร์เน็ต]. กรุงเทพฯ: สำนัก; 2560 [สืบค้นเมื่อวันที่ 3 พ.ค. 2560]. จาก: http://www.bopp-obec.info/home/?page_id=22308
21. สำนักงานคณะกรรมการส่งเสริมการศึกษาเอกชน กระทรวงศึกษาธิการ. สถิติการศึกษาเอกชน ปีการศึกษา 2558 [Statistics of private education, academic year 2015] [อินเทอร์เน็ต]. กรุงเทพฯ: สำนักงาน; 2560 [สืบค้นเมื่อวันที่ 3 พ.ค. 2560]. จาก: <https://opec.go.th/ข้อมูลสารสนเทศ-2/>.

22. ศลักษณา กิตติทัศน์เศรษฐี, สุพาณี สนธิรัตน์, ทิพย์วัลย์ สุรินยา. ความสัมพันธ์ระหว่างรูปแบบการเลี้ยงดูของบิดามารดากับภาวะซึมเศร้าของนักเรียนระดับช่วงชั้นที่ 4 [The relationship between parenting styles and depression of the fourth level students]. รมานธิบดี พยาบาลสาร. 2552;15(1):36-47.
23. Levin E. Baumrind's Parenting Styles. In: Goldstein S, Naglieri JA, editors. Encyclopedia of Child Behavior and Development. Boston, MA: Springer US; 2011. p. 213-5.
24. วัชรชาติ บุญสร้างสม. ความสัมพันธ์ระหว่างการรับรู้ความเครียดและความสุขในนิสิตนักศึกษามหาวิทยาลัย โดยมีความเมตตากรุณาต่อตนเองเป็นตัวแปรส่งผ่าน [The relationship between perceived stress and happiness of university students with self-compassion as a mediator] [วิทยานิพนธ์ปริญญา มหาบัณฑิต]. กรุงเทพฯ: จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย; 2556.
25. Phattharayuttawat S, Ngamthipwattana T, Sukhatungkha K. The development of the Thai stress test. Journal of the Psychiatric Association of Thailand. 2000;45(3):237-50.
26. Biggs A, Brough P, Drummond S. Lazarus and Folkman's psychological stress and coping theory. In: Cooper CL, Quick JC, editor. The Wiley handbook of stress and health: a guide to research and practice. Chichester: John Wiley & Sons; 2017. p. 349-64.
27. Allen AB, Leary MR. Self-compassion, stress, and coping. Soc Personal Psychol Compass. 2010;4(2):107-18. doi:10.1111/j.1751-9004.2009.00246.x.
28. Lathren C, Bluth K, Park J. Adolescent self-compassion moderates the relationship between perceived stress and internalizing symptoms. Pers Individ Dif. 2019;143:36-41. doi:10.1016/j.paid.2019.02.008.
29. Aunola K, Nurmi JE. The role of parenting styles in children's problem behavior. Child Dev. 2005;76(6):1144-59. doi:10.1111/j.1467-8624.2005.00841.x.
30. Hall JL. An examination into the relationship between self-compassion and parenting styles [Undergraduate Honors Theses]. Tennessee: East Tennessee State University; 2015.

นิพนธ์ต้นฉบับ

การสำรวจระดับชาติเพื่อศึกษาระดับความสุขคนไทยรายจังหวัด ปี พ.ศ. 2561

วันรับ : 2 พฤศจิกายน 2564

วันแก้ไข : 3 กุมภาพันธ์ 2565

วันตอบรับ : 8 กุมภาพันธ์ 2565

เบญจมาส พลฤกษ์กานนท์, ปร.ด.¹, พันธุ์ภา กิตติรัตนไพบูลย์, พ.บ.²,

อธิป ตันอารีย์, ปร.ด.³, บังอร สุปรีตา, วท.ม.⁴

กองยุทธศาสตร์และแผนงาน กรมสุขภาพจิต¹, ข้าราชการบำนาญ กรมสุขภาพจิต²,

โรงพยาบาลศรีธัญญา กรมสุขภาพจิต³, แผนงานพัฒนานวัตกรรมเชิงระบบเพื่อการสร้างเสริมสุขภาพ⁴

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ : เพื่อรายงานดัชนีความสุขของประชากรไทยในระดับจังหวัดและศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยทางเศรษฐกิจและสังคมกับความสุขในระดับจังหวัด

วิธีการ : การวิจัยเชิงสำรวจประชากรภาคตัดขวาง โดยเป็นส่วนหนึ่งของการสำรวจคุณภาพชีวิตของประชาชนอย่างยั่งยืนตามหลักเศรษฐกิจพอเพียง พ.ศ. 2561 ของสำนักงานสถิติแห่งชาติ เก็บข้อมูลตั้งแต่ 27 เมษายน - 30 มิถุนายน พ.ศ. 2561 ในประชากรไทยอายุ 15 ปีขึ้นไป จากครัวเรือนที่ได้จากการสุ่มตัวอย่างแบบสองขั้น (stratified two-stage sampling) จำนวน 69,792 ครัวเรือนทั่วประเทศ ด้วยวิธีสัมภาษณ์เชิงโครงสร้างตามแบบสอบถามดัชนีชี้วัดความสุข (สุขภาพจิต) คนไทยฉบับสั้น 15 ข้อ วิเคราะห์ข้อมูลแบบถ่วงน้ำหนักด้วยสถิติเชิงพรรณนา ได้แก่ ความถี่ ร้อยละ และค่าเฉลี่ย นำเสนอข้อมูลเป็นรายจังหวัด

ผล : คะแนนความสุขเฉลี่ยของประชากรไทย อายุ 15 ปีขึ้นไป เท่ากับ 31.32 คะแนน (จากคะแนนเต็ม 45 คะแนน) แบ่งเป็นกลุ่มที่มีความสุขเท่ากับคนทั่วไป ร้อยละ 61.3 กลุ่มที่มีความสุขสูงกว่าคนทั่วไป ร้อยละ 20.1 และกลุ่มที่มีความสุขต่ำกว่าคนทั่วไป ร้อยละ 18.6 โดยจัดกลุ่มจังหวัดตามรายได้ต่อครัวเรือนและความสุขเฉลี่ย ดังนี้ 1) จังหวัดที่มีรายได้ต่อครัวเรือนและมีความสุขสูงกว่าค่าเฉลี่ยของประเทศมี 6 จังหวัด 2) จังหวัดที่มีรายได้ต่อครัวเรือนต่ำแต่มีความสุขสูงกว่าค่าเฉลี่ยของประเทศ 39 จังหวัด โดยจังหวัดที่มีความสุขมากที่สุดอันดับที่ 1 และ 2 คือบุรีรัมย์และพังงาจัดอยู่ในกลุ่มนี้ 3) จังหวัดที่มีรายได้ต่อครัวเรือนสูงแต่มีความสุขต่ำกว่าค่าเฉลี่ยของประเทศมี 11 จังหวัด รวมถึงสมุทรปราการที่เป็นจังหวัดที่มีความสุขน้อยที่สุด และ 4) จังหวัดที่มีรายได้ต่อครัวเรือนและมีความสุขต่ำกว่าค่าเฉลี่ยของประเทศมี 21 จังหวัด

สรุป : คนไทยร้อยละ 81.4 มีความสุขอยู่ในเกณฑ์เท่ากับหรือสูงกว่าคนทั่วไป ความสุขของคนไทยเกี่ยวข้องกับปัจจัยทางสังคม เศรษฐกิจ และองค์ประกอบด้านจิตใจที่มีความสัมพันธ์กันอย่างซับซ้อน

คำสำคัญ : การสำรวจ ความสุข นโยบาย สุขภาพจิต

ติดต่อผู้นิพนธ์ : เบญจมาส พลฤกษ์กานนท์; e-mail: benjamasprukkanone@hotmail.com

Original articles

Happiness in Thai Population: A 2018 National Survey Analysis at Provincial Level

Received : 2 November 2021

Revised : 3 February 2022

Accepted : 8 February 2022

Benjamas Prukkanone, Ph.D.¹, Phunnapa Kittirattanapaiboon, M.D.²,

Athip Tanaree, Ph.D.³, Bungorn Supreda, M.S.⁴

Mental Health Strategy and Planning Division, Department of Mental Health¹,

Pensioner, Department of Mental Health²,

Srithanya Psychiatric Hospital, Department of Mental Health³,

Thailand Mental Health Promotion Program⁴

Abstract

Objective: To report the happiness index of the Thai population at provincial level, and to study the relationship between provincial socioeconomic factors and happiness.

Methods: This cross-sectional survey was a part of the 2018 survey of sustainable quality of life with sufficiency economy principles by the National Statistical Office. Data were collected nationwide between April and June 2018. Thai respondents aged 15 years and over from 69,792 households were selected by using a stratified two-stage sampling method. Happiness was measured by using the 15-items self-rated Thai Happiness Indicators. Data were analyzed by using descriptive statistics with weighting.

Results: The average happiness score of the Thai population was 31.32 out of 45. Approximately 61.3% of participants had scores in the standard level, while 20.1% had score higher than the standard level, and 18.6% had scores under the standard level. There were six provinces with higher than average household income and level of happiness. Thirty-nine provinces with low household incomes had higher than the average level of happiness, including the first two happiest provinces, i.e. Buriram and Phang Nga, respectively. Eleven provinces with high household incomes conversely reported a lower level of happiness than the average, including Samut Prakan, the least happy province. There were 21 provinces where both household income and happiness were lower than the national average.

Conclusion: Approximately 81.4% of the Thai population have standard or above level of happiness. Happiness of Thai people may result from the complex interplay between socioeconomic factors and components of mental well-being.

Keywords: happiness, mental health, policy, survey

Corresponding author: Benjamas Prukkanone; e-mail: benjamasprukkanone@hotmail.com

ความรู้เดิม : ข้อมูลความสุขรายจังหวัดในปี พ.ศ. 2552 และ 2553 พบว่าจังหวัดพังงาเป็นจังหวัดที่มีระดับความสุขมากที่สุด และสมุทรปราการเป็นจังหวัดที่มีสุขน้อยที่สุดในปี พ.ศ. 2552 และเป็นลำดับที่สองรองจากสมุทรสงครามในปี 2553

ความรู้ใหม่ : ในปี พ.ศ. 2561 บุรีรัมย์เป็นจังหวัดที่มีความสุขมากที่สุดของประเทศ ส่วนสมุทรปราการยังเป็นจังหวัดที่มีความสุขน้อยที่สุดของประเทศ รายได้ต่อครัวเรือนไม่เป็นไปในทางเดียวกันกับคะแนนความสุขของประชากร

ประโยชน์ที่จะนำไปใช้ : ข้อมูลความสุขระดับจังหวัดนั้นสามารถใช้เป็นประโยชน์เมื่อนำมาวิเคราะห์ร่วมกับข้อมูลอื่นระดับจังหวัดที่มีอยู่ เพื่อการวางแผนพัฒนาประชาชนในระดับพื้นที่ร่วมกัน อย่างไรก็ตาม ความสุขไม่ควรเป็นปัจจัยเดียวที่นำมาใช้กำหนดนโยบายระดับจังหวัดและประเทศ

บทนำ

คำจำกัดความของความสุขมีหลากหลาย¹ มีการใช้แนวความคิดทางปรัชญา ศาสนา จิตวิทยา และชีววิทยาอธิบายความหมายของความสุข รวมถึงสิ่งที่ทำให้เกิดความสุข และมีคำที่ใช้แทนหรือใกล้เคียงกับคำว่าความสุขอยู่มากมาย เช่น ความพึงพอใจของชีวิต (life satisfaction) ความเป็นอยู่ที่ดี (well-being) และคุณภาพชีวิต (quality of life) คำจำกัดความเหล่านี้มีองค์ประกอบของความสุขที่แตกต่างกันไป^{2,3} เช่น ความรู้สึกภาคภูมิใจในตนเอง ความสัมพันธ์กับผู้อื่น มาตรฐานการใช้ชีวิต เศรษฐฐานะ รายได้ ความเป็นอยู่ สิ่งแวดล้อม การศึกษา สุขภาพกาย และสุขภาพจิต การออกแบบเครื่องมือเพื่อวัดความสุขจึงมีความหลากหลาย เครื่องมือส่วนใหญ่ถูกพัฒนาขึ้นเพื่อวัดความสุขจากการรับรู้ของบุคคล (subjective measurement) ซึ่งย่อมแตกต่างกันตามแต่ละบุคคล บริบทของสังคม และวัฒนธรรม เช่น subjective happiness scale ที่วัดความรู้สึกมีความสุขในมุมมองตนเองและมุมมองที่คิดว่าเป็นคนรอบข้าง มองตน⁴ จึงมีการออกแบบการวัดที่เพิ่ม

องค์ประกอบ อื่นนอกเหนือจากการรับรู้ของบุคคลมาพิจารณาด้วย เช่น คะแนนความสุขในรายงานความสุขโลก (world happiness report) ซึ่งนอกจากพิจารณาความรู้สึกทางบวก ความรู้สึกทางลบ และความรู้สึกต่อชีวิตตนเองแล้ว ยังพิจารณาถึงรายได้มวลรวมประชาชาติ การสนับสนุนทางสังคม อายุ คาดการณ์เฉลี่ย อิสรภาพในการเลือกตัดสินใจในชีวิต ความเอื้ออาทรต่อกัน และการรับรู้ต่อเรื่องทุจริตคอร์รัปชัน^{5,6}

การสำรวจความสุขหรือสุขภาพจิตของประชากรไทยมีขึ้นครั้งแรกใน พ.ศ. 2551 ซึ่งกรมสุขภาพจิตได้ร่วมมือกับสำนักงานกองทุนสนับสนุนการสร้างเสริมสุขภาพ (สสส.) และสำนักงานสถิติแห่งชาติ โดยนำดัชนีชี้วัดสุขภาพจิตคนไทยฉบับสั้น 15 ข้อ อันประกอบด้วย 4 องค์ประกอบหลักของสุขภาพจิต ได้แก่ สภาพจิตใจ (mental state) สมรรถภาพจิตใจ (mental capacity) คุณภาพจิตใจ (mental quality) และปัจจัยสนับสนุน (supporting factors)⁷ เพื่อใช้เป็นตัวชี้วัดความสุขของคนไทย เนื่องจากบริบทสังคมไทยบางครั้งมองว่าความสุขและสุขภาพจิตเป็นเรื่องเดียวกัน⁸ การสำรวจความสุขของประชากรไทยครั้งแรกนั้นเป็นส่วนหนึ่งของการสำรวจสถานะทางสังคมและวัฒนธรรมระดับชาติ โดยเก็บรวบรวมข้อมูลจากผู้ที่มีอายุ 15 ปีขึ้นไปเป็นตัวแทนจากครัวเรือนตัวอย่างในทุกจังหวัดทั่วประเทศ⁹ และมีการสำรวจความสุขของประชากรไทยต่อเนื่องทุกปีจนกระทั่งถึงปี พ.ศ. 2558¹⁰ หลังจากนั้นมีการเว้นว่างการสำรวจไป ซึ่งในช่วงเวลาดังกล่าวได้มีการร่วมมือระหว่างหน่วยงาน ได้แก่ กรมสุขภาพจิต สำนักงานสถิติแห่งชาติ สสส. สถาบันประชากรและสังคม มหาวิทยาลัยมหิดล และภาคีต่าง ๆ ในระดับจังหวัด เพื่อร่วมกันจัดทำแผนยุทธศาสตร์การสร้างความสุขของคนในจังหวัด พัฒนาข้อมูลความสุขคนไทยในระดับจังหวัด และช่วยกันขับเคลื่อนการสร้างสุขให้กับประชาชนไทยในจังหวัด⁹

ในปี พ.ศ. 2561 ได้มีการสำรวจความสุขของสำนักงานสถิติแห่งชาติ 2 ครั้ง โดยการสำรวจแรกเป็นส่วนหนึ่งของโครงการสำรวจภาวะทางสังคมและวัฒนธรรมซึ่งเป็นโครงการสำรวจต่อเนื่องทุกปี มีการสุ่มตัวอย่างเพื่อเป็นตัวแทนระดับประเทศและระดับภาค เก็บข้อมูลช่วงเดือนมกราคม -

เมษายน พ.ศ. 2561 พบคนไทยร้อยละ 84.2 มีระดับสุขภาพจิตอยู่ในเกณฑ์ปกติหรือดีกว่าปกติ และแนวโน้มผู้มีสุขภาพจิตต่ำกว่าคนทั่วไปมีสัดส่วนมากกว่าค่าเฉลี่ย 10 ปีย้อนหลัง แต่น้อยกว่าค่าเฉลี่ย 5 ปีย้อนหลัง¹¹ ส่วนการสำรวจที่สองเป็นการสำรวจระดับความสุขของคนไทยในแต่ละจังหวัด โดยร่วมกับโครงการสำรวจคุณภาพชีวิตของประชาชนอย่างยั่งยืนตามหลักเศรษฐกิจพอเพียง พ.ศ. 2561 เก็บข้อมูลช่วงเดือนเมษายน - มิถุนายน พ.ศ. 2561 ซึ่งการสำรวจความสุขรายจังหวัดครั้งนี้มีรายงานการศึกษาครั้งเดียวในปี พ.ศ. 2553 รายงานนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาดัชนีความสุขของประชากรไทยในระดับจังหวัดและความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยทางเศรษฐกิจและสังคมกับความสุข เพื่อเป็นข้อมูลเชิงลึกเฉพาะจังหวัดที่หน่วยงานที่เกี่ยวข้องทุกภาคส่วนสามารถนำผลการศึกษานี้ไปใช้ประกอบการกำหนดนโยบายการดำเนินงานด้านสุขภาพจิตที่เป็นประโยชน์ต่อคุณภาพชีวิตของประชาชนทั้งในระดับจังหวัดและระดับประเทศในภาพรวมต่อไป

วิธีการ

การสำรวจความสุขของประชากรไทยรายจังหวัดครั้งนี้ เป็นส่วนหนึ่งของโครงการสำรวจคุณภาพชีวิตของประชาชนอย่างยั่งยืน ตามหลักเศรษฐกิจพอเพียง พ.ศ. 2561 ของสำนักงานสถิติแห่งชาติ ที่ใช้การวิจัยเชิงสำรวจประชากรภาคตัดขวาง (population-based cross-sectional survey) มีแผนการสุ่มตัวอย่างแบบ stratified two-stage sampling คือ สุ่มเลือกหน่วยตัวอย่างขั้นแรก (primary sampling unit) และสุ่มเลือกหน่วยตัวอย่างขั้นที่สอง (secondary sampling unit) จากหน่วยตัวอย่างขั้นแรก โดยมีกรุงเทพมหานครและจังหวัดเป็นชั้นภูมิ รวม 77 ชั้นภูมิ และในแต่ละชั้นภูมิ (ไม่รวมกรุงเทพมหานคร) ได้ทำการแบ่งออกเป็น 2 ชั้นภูมีย่อย คือ ในเขตเทศบาลและนอกเขตเทศบาล ซึ่งมีเขตเจนนับเป็นหน่วยตัวอย่างขั้นแรก และครัวเรือนส่วนบุคคลเป็นหน่วยตัวอย่างขั้นที่สอง สัมภาษณ์ข้อมูลส่วนบุคคลและข้อมูลครัวเรือนจากตัวแทนเพียง 1 คน ของสมาชิกในครัวเรือนที่มีอายุ 15 ปีขึ้นไป ไม่รวมครัวเรือนคนงานที่มีคนงานมาอาศัยอยู่รวมกัน ณ สถานที่ที่นายจ้างจัดหาให้โดยไม่เสียค่าที่พัก และครัวเรือน

สถาบัน เช่น เรือนจำ ค่ายทหาร โรงแรม วัด และหอพัก นักเรียนนักศึกษา กำหนดขนาดตัวอย่างสำหรับกรุงเทพมหานคร 200 เขตเจนนับ และในแต่ละจังหวัดจำแนกตามเขตการปกครอง 36 เขตเจนนับ เลือกเขตเจนนับตัวอย่างอย่างอิสระต่อกัน รวมทั่วประเทศ 5,672 เขตเจนนับ สุ่มแบบมีระบบ (systematic random sampling) จากรายชื่อเขตเจนนับตัวอย่างจากฐานข้อมูลของสำนักงานสถิติแห่งชาติ หลังจากนั้นเลือกครัวเรือนส่วนบุคคลด้วยการสุ่มตัวอย่างแบบมีระบบ เขตเจนนับ 15 ครัวเรือน รวม 85,080 ครัวเรือน เก็บข้อมูลตั้งแต่วันที่ 27 เมษายน - 30 มิถุนายน พ.ศ. 2561 โดยพนักงานและเจ้าหน้าที่ของสำนักงานสถิติแห่งชาติที่ได้รับการอบรมในการสัมภาษณ์แบบมีโครงสร้าง (structured interview) ด้วยแบบสัมภาษณ์สำหรับโครงการสำรวจคุณภาพชีวิตของประชาชนอย่างยั่งยืนฯ

ข้อมูลจากแบบสัมภาษณ์ฯ ที่นำมาวิเคราะห์ในการศึกษานี้ ได้แก่ 1) แบบสอบถามข้อมูลทั่วไปของสมาชิกในครัวเรือนที่ตอบแบบสำรวจ ได้แก่ เพศ อายุ และการศึกษาสูงสุด 2) แบบสอบถามข้อมูลรายได้ของครัวเรือน (รายได้ทั้งสิ้นเฉลี่ยต่อเดือนต่อครัวเรือนในภาพรวม ไม่ระบุที่มาของรายได้) และ 3) เครื่องมือดัชนีชี้วัดความสุข ฉบับสั้น 15 ข้อ มีค่าความเชื่อมั่นของเครื่องมือ 0.707 ประกอบด้วย 4 องค์ประกอบหลักของสุขภาพจิต ได้แก่ สภาพจิตใจ (mental state) 6 ข้อ ทั้งการมีความรู้สึกทางบวก (3 ข้อ) และการไม่มีความรู้สึกทางลบ (3 ข้อ) สมรรถภาพจิตใจ (mental capacity) 3 ข้อ คุณภาพจิตใจ (mental quality) 3 ข้อ และปัจจัยสนับสนุน (supporting factors) อีก 3 ข้อ รวมเป็น 15 ข้อ แต่ละข้อเป็นคำถามมาตราส่วนประมาณค่า 4 ระดับ (0 คะแนน คือ ไม่เลย, 1 คือ เล็กน้อย, 2 คือ มาก, และ 3 คือ มากที่สุด) รวมคะแนนเต็ม 45 คะแนน คะแนนรวมแบ่งเป็น 3 ระดับ โดยอิงค่าปกติของคนทั่วไป (0.00 - 27.00 คะแนน คือ ความสุขต่ำกว่าคนทั่วไป; 27.01 - 34.00 คือ ความสุขเท่ากับคนทั่วไป; และ 34.01 - 45.00 คือ ความสุขมากกว่าคนทั่วไป)

วิเคราะห์ข้อมูลแบบถ่วงน้ำหนัก นำเสนอข้อมูลเป็นความถี่ ร้อยละ และค่าเฉลี่ย แบ่งเป็นรายจังหวัดและตาม

องค์ประกอบหลักของสุขภาพจิต โดยแปลงคะแนนดิบของแต่ละองค์ประกอบเป็นร้อยละของคะแนนเต็ม และเปรียบเทียบการจัดอันดับจังหวัดกับผลการสำรวจฯ ครั้งก่อน⁹

ผล

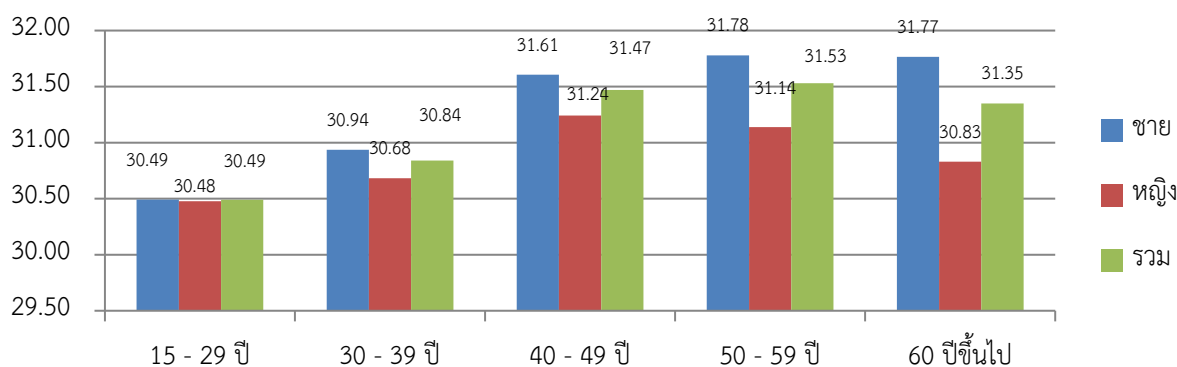
จากจำนวนครัวเรือนส่วนบุคคลตัวอย่างทั้งสิ้น 85,080 ครัวเรือน สามารถเก็บรวบรวมข้อมูลได้ 69,792 ครัวเรือน คิดเป็นอัตราการเข้าร่วมร้อยละ 82.3 โดยผู้ให้ข้อมูลส่วนใหญ่เป็นเพศชาย (ร้อยละ 59.5) สัดส่วนเพศชายต่อหญิงในเขตเทศบาลและนอกเขตเทศบาลคิดเป็น 5.9 ต่อ 4 และ 6.0 ต่อ 4 ตามลำดับ การศึกษาสูงสุดอยู่ในระดับประถมศึกษามากที่สุด (ร้อยละ 43.9) รองลงมา ได้แก่ ต่ำกว่าประถมศึกษา (ร้อยละ 18.4) มัธยมศึกษาตอนปลายหรือเทียบเท่า (ร้อยละ 11.5) มัธยมศึกษาตอนต้น (ร้อยละ 10.5) ปริญญาตรี (ร้อยละ 9.4) อนุปริญญาหรือเทียบเท่า (ร้อยละ 3.5) สูงกว่าปริญญาตรี (ร้อยละ 1.6) และอื่น ๆ (ร้อยละ 1.2)

คะแนนความสุขเฉลี่ยของประชากรไทย อายุ 15 ปีขึ้นไป ในภาพรวมประเทศเท่ากับ 31.32 คะแนน แบ่งเป็นกลุ่มที่ระดับความสุขเท่ากับคนทั่วไป ร้อยละ 61.3 ระดับความสุขสูงกว่าคนทั่วไป ร้อยละ 20.1 และระดับความสุขต่ำกว่าคนทั่วไป ร้อยละ 18.6 โดยกลุ่มอายุ 50 - 59 ปี มีคะแนนความสุขเฉลี่ยสูงที่สุด (31.53 คะแนน) ในขณะที่กลุ่มอายุ 15 - 29 ปี มีคะแนนความสุขเฉลี่ยต่ำที่สุด (30.49 คะแนน) เพศชายมีคะแนนความสุขมากกว่าเพศหญิงในทุกกลุ่มวัย โดยความแตกต่างระหว่างเพศของคะแนนความสุข

มีค่าสูงขึ้นเมื่ออายุเพิ่มมากขึ้น แสดงดังแผนภาพที่ 1 ผู้ที่สำเร็จการศึกษาในระดับอุดมศึกษามีคะแนนความสุขสูงที่สุด (32.66 คะแนน) รองลงมาเป็นผู้สำเร็จการศึกษาระดับมัธยมศึกษา (31.34 คะแนน) ประถมศึกษา (31.02 คะแนน) และต่ำกว่าประถมศึกษา (30.94 คะแนน) ตามลำดับ

ความสุขประชากรไทยตามภูมิภาคและรายจังหวัด

เมื่อพิจารณาตามภูมิภาคพบว่า ประชากรไทยในภาคตะวันออกเฉียงเหนือมีคะแนนความสุขมากกว่าภาคอื่น ๆ (31.76 คะแนน) รองลงมาเป็นภาคใต้ (31.63 คะแนน) ภาคเหนือ (31.37 คะแนน) กรุงเทพมหานคร (31.22 คะแนน) และภาคกลาง (30.83 คะแนน) ตามลำดับ โดยเมื่อจำแนกตามเขตการปกครองพบว่า ผู้ที่อาศัยอยู่ในเขตเทศบาลมีคะแนนความสุขมากกว่าผู้ที่อยู่นอกเขตเทศบาลในแทบทุกภาค ยกเว้นภาคกลาง และเมื่อพิจารณารายจังหวัด พบว่าจังหวัดที่ประชากรมีความสุขมากที่สุด คือ บุรีรัมย์ (35.00 คะแนน) โดยมีคะแนนด้านสภาพจิตใจที่มีความรู้สึกทางบวกและด้านสมรรถภาพทางจิตใจสูงกว่าทุกจังหวัด ส่วนจังหวัดที่ประชากรมีความสุขน้อยที่สุด คือ สมุทรปราการ (28.70 คะแนน) โดยมีคะแนนรวมด้านสมรรถภาพจิตใจและด้านคุณภาพจิตใจต่ำกว่าทุกจังหวัด และจังหวัดที่มีประชากรมีระดับความสุขต่ำกว่าคนทั่วไปมากกว่าหนึ่งในสี่ของประชากร ได้แก่ สมุทรปราการ (ร้อยละ 44.2) ชัยนาท (ร้อยละ 35.8) ชลบุรี (ร้อยละ 34.8) ประจวบคีรีขันธ์ (ร้อยละ 33.0) ศรีสะเกษ (ร้อยละ 30.1) เลย (ร้อยละ 29.0) เชียงราย (ร้อยละ 28.6) และนราธิวาส (ร้อยละ 26.3) แสดงดังตารางที่ 1



แผนภาพที่ 1 คะแนนเฉลี่ยความสุขประชากรไทยอายุ 15 ปีขึ้นไป พ.ศ. 2561 จำแนกตามเพศและกลุ่มอายุ

ตารางที่ 1 คะแนนเฉลี่ยความสุข สัดส่วนประชากรไทยที่คะแนนเฉลี่ยความสุขเทียบกับเกณฑ์ปกติ และร้อยละคะแนนความสุขตามองค์ประกอบสุขภาพจิตของประชากรไทยอายุ 15 ปีขึ้นไป พ.ศ. 2561 จำแนกตามภาคและจังหวัด

จังหวัด	คะแนนรวม	คะแนนความสุขเทียบกับเกณฑ์ (สัดส่วนร้อยละ)			คะแนนความสุขตามองค์ประกอบสุขภาพจิต (ร้อยละ)				
		สูงกว่า	เท่ากับ	ต่ำกว่า	ความรู้สึก ทางบวก	ไม่มี ความรู้สึก ทางลบ	สมรรถภาพ จิตใจ	คุณภาพ จิตใจ	ปัจจัย สนับสนุน
กรุงเทพมหานคร	31.22	20.2	60.1	19.6	64.7	89.7	56.7	60.8	75.0
ภาคกลาง	30.83	18.6	58.4	23.0	62.7	88.4	59.3	61.2	71.0
สมุทรปราการ	28.70	6.7	49.2	44.2	56.9	88.0	52.4	54.9	66.7
นนทบุรี	31.24	17.6	64.4	18.0	63.2	88.4	60.9	64.5	70.2
ปทุมธานี	30.90	16.7	64.3	19.0	62.1	87.7	61.3	60.5	71.9
พระนครศรีอยุธยา	30.48	16.1	60.0	23.9	64.9	80.8	59.1	61.8	72.1
อ่างทอง	31.99	20.8	63.5	15.7	65.6	89.2	68.8	58.1	73.7
ลพบุรี	31.37	21.3	61.8	17.0	61.8	91.0	57.2	64.8	73.8
สิงห์บุรี	33.22	25.6	67.0	7.5	66.3	91.7	67.5	68.3	75.4
ชัยนาท	30.16	17.0	54.4	28.6	62.1	82.4	59.6	59.7	71.3
สระบุรี	32.34	29.5	56.3	14.2	64.9	86.9	66.1	68.0	73.6
ชลบุรี	29.56	16.2	50.9	33.0	60.6	90.8	57.2	52.5	67.3
ระยอง	30.83	18.5	62.3	19.2	64.7	89.8	57.6	60.7	69.7
จันทบุรี	33.70	40.2	49.0	10.9	74.4	85.8	69.9	68.7	75.7
ตราด	32.48	14.1	80.4	5.5	67.7	95.0	63.9	64.8	69.5
ฉะเชิงเทรา	31.15	20.3	57.5	22.3	66.7	90.6	53.6	62.8	72.5
ปราจีนบุรี	31.16	11.9	71.3	16.8	61.1	95.8	57.1	62.2	70.0
นครนายก	31.82	21.9	65.3	12.8	68.3	93.4	56.5	62.9	72.4
สระแก้ว	31.01	18.8	60.7	20.6	69.0	85.0	57.7	61.4	71.5
ราชบุรี	31.49	22.9	61.3	15.9	64.7	81.1	62.9	65.3	75.9
กาญจนบุรี	33.22	45.9	43.7	10.4	69.4	89.3	67.1	65.4	77.9
สุพรรณบุรี	31.20	19.9	64.9	15.2	60.7	89.4	62.4	62.9	71.3
นครปฐม	30.63	16.1	59.4	24.5	63.0	86.7	56.2	62.9	71.6
สมุทรสาคร	31.48	25.9	55.3	18.8	60.9	88.7	64.0	63.7	72.6
สมุทรสงคราม	31.60	19.0	66.8	14.2	63.3	95.9	61.1	61.4	69.4
เพชรบุรี	31.69	16.8	70.9	12.3	64.1	89.6	62.0	63.3	73.1
ประจวบคีรีขันธ์	30.07	15.0	56.0	29.0	53.8	86.9	59.2	66.6	67.6
ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ	31.76	21.9	62.5	15.6	64.9	87.7	62.2	64.2	74.0
นครราชสีมา	31.62	22.9	59.6	17.4	63.1	81.4	67.2	66.8	72.9
บุรีรัมย์	35.00	47.0	43.8	9.3	78.2	89.6	74.9	69.7	76.5
สุรินทร์	32.25	28.1	59.3	12.6	62.5	82.9	68.0	66.8	78.2
ศรีสะเกษ	30.19	15.7	58.0	26.3	63.3	92.2	49.6	54.0	76.3
อุบลราชธานี	32.11	25.2	62.4	12.4	66.7	85.1	63.3	67.6	74.1
ยโสธร	31.75	24.2	61.8	14.0	64.2	87.5	64.2	62.9	73.9
ชัยภูมิ	31.54	20.7	57.3	22.1	62.7	92.1	58.9	63.5	73.2
อำนาจเจริญ	31.27	16.2	67.3	16.5	65.5	87.1	60.4	64.3	70.2

ตารางที่ 1 คะแนนเฉลี่ยความสุข สัดส่วนประชากรไทยที่คะแนนเฉลี่ยความสุขเทียบกับเกณฑ์ปกติ และร้อยละคะแนนความสุขตามองค์ประกอบสุขภาพจิตของประชากรไทยอายุ 15 ปีขึ้นไป พ.ศ. 2561 จำแนกตามภาคและจังหวัด (ต่อ)

จังหวัด	คะแนนรวม	คะแนนความสุขเทียบกับเกณฑ์ (สัดส่วนร้อยละ)			คะแนนความสุขตามองค์ประกอบสุขภาพจิต (ร้อยละ)				
		สูงกว่า	เท่ากับ	ต่ำกว่า	ความรู้สึกละ ทางบวก	ไม่มี ความรู้สึกละ ทางลบ	สมรรถภาพ จิตใจ	คุณภาพ จิตใจ	ปัจจัย สนับสนุน
ปทุมธานี	31.96	26.9	57.9	15.2	69.8	77.4	61.4	72.1	74.3
หนองบัวลำภู	31.38	12.6	74.8	12.6	63.1	88.3	62.7	64.6	70.0
ขอนแก่น	30.09	10.5	66.2	23.4	61.9	90.0	52.1	59.5	70.8
อุดรธานี	31.39	12.9	75.0	12.1	58.8	91.6	61.3	65.5	71.5
เลย	29.17	8.8	56.4	34.8	56.3	89.4	50.9	58.5	69.1
หนองคาย	31.68	13.8	75.1	11.0	61.9	87.8	63.5	64.9	73.9
มหาสารคาม	32.88	28.5	63.6	8.0	68.0	88.7	67.4	63.3	78.0
ร้อยเอ็ด	32.71	28.6	62.9	8.5	68.5	90.6	63.6	64.4	76.3
กาฬสินธุ์	31.11	5.0	84.1	11.0	64.0	90.9	60.4	60.2	70.3
สกลนคร	32.11	23.9	61.8	14.3	68.0	86.9	62.8	64.9	74.2
นครพนม	32.37	26.3	60.3	13.4	65.6	86.8	64.5	65.7	77.1
มุกดาหาร	32.45	37.4	51.9	10.7	65.0	86.1	63.1	63.8	82.6
ภาคเหนือ	31.37	19.2	63.7	17.1	63.8	89.2	59.9	63.6	72.1
เชียงใหม่	32.05	24.9	62.6	12.5	67.9	86.4	64.2	64.8	73.0
ลำพูน	32.96	34.7	56.6	8.7	66.0	93.5	64.2	66.3	76.2
ลำปาง	30.70	15.1	60.8	24.1	59.1	87.2	58.5	64.2	72.2
อุตรดิตถ์	32.54	26.4	64.9	8.8	68.0	88.2	63.2	66.6	75.7
แพร่	32.41	20.2	72.3	7.4	67.3	89.7	63.7	67.2	72.3
น่าน	32.84	28.7	64.3	7.1	70.2	92.0	56.6	67.5	78.5
พะเยา	31.66	15.7	72.8	11.5	66.6	91.3	55.7	63.8	74.4
เชียงราย	29.91	8.8	61.1	30.1	61.0	95.4	54.5	59.9	61.5
แม่ฮ่องสอน	31.95	18.5	72.1	9.4	63.4	92.4	59.3	68.8	71.0
นครสวรรค์	31.19	23.4	52.8	23.8	59.3	93.4	58.8	60.7	74.5
อุทัยธานี	30.49	8.6	76.4	15.0	62.3	88.7	56.5	62.9	68.4
กำแพงเพชร	31.54	15.2	73.4	11.5	62.1	85.5	65.5	64.3	73.0
ตาก	33.04	34.8	56.1	9.1	68.8	87.1	63.1	70.1	78.1
สุโขทัย	29.90	9.6	66.3	24.1	58.0	87.5	59.1	59.3	68.4
พิษณุโลก	30.14	9.9	66.5	23.6	60.6	82.7	57.6	63.3	70.8
พิจิตร	31.76	23.6	61.6	14.8	66.0	88.5	59.5	61.4	77.5
เพชรบูรณ์	31.31	19.4	64.5	16.1	64.8	90.0	58.3	61.3	73.5
ภาคใต้	31.63	20.8	64.2	15.1	65.8	87.6	60.7	64.8	72.7
นครศรีธรรมราช	32.10	18.2	72.5	9.3	66.5	88.2	64.6	65.4	71.9
กระบี่	31.86	12.9	79.0	8.1	66.1	86.9	64.5	66.6	70.0
พังงา	34.05	40.9	53.6	5.5	70.4	87.9	72.1	71.6	76.5
ภูเก็ต	32.32	24.2	62.0	13.7	64.0	94.2	61.2	65.7	74.1
สุราษฎร์ธานี	31.01	18.2	61.9	19.9	64.6	83.2	59.1	65.5	72.1

ตารางที่ 1 คะแนนเฉลี่ยความสุข สัดส่วนประชากรไทยที่คะแนนเฉลี่ยความสุขเทียบกับเกณฑ์ปกติ และร้อยละคะแนนความสุขตามองค์ประกอบสุขภาพจิตของประชากรไทยอายุ 15 ปีขึ้นไป พ.ศ. 2561 จำแนกตามภาคและจังหวัด (ต่อ)

จังหวัด	คะแนนรวม	คะแนนความสุขเทียบกับเกณฑ์ (สัดส่วนร้อยละ)			คะแนนความสุขตามองค์ประกอบสุขภาพจิต (ร้อยละ)				
		สูงกว่า	เท่ากับ	ต่ำกว่า	ความรู้สึก ทางบวก	ไม่มี ความรู้สึก ทางลบ	สมรรถภาพ จิตใจ	คุณภาพ จิตใจ	ปัจจัย สนับสนุน
ระนอง	30.40	7.4	70.8	21.8	63.0	89.6	56.8	60.6	67.8
ชุมพร	31.11	16.6	64.5	18.9	62.8	90.7	61.4	62.2	68.5
สงขลา	32.04	24.6	62.9	12.5	68.4	91.1	59.8	62.7	74.0
สตูล	30.25	9.5	69.7	20.7	62.8	85.0	59.0	60.6	68.7
ตรัง	32.35	22.2	70.4	7.5	65.1	89.8	65.3	66.6	72.7
พัทลุง	31.89	20.8	69.4	9.7	65.6	87.6	63.2	63.4	74.8
ปัตตานี	31.73	28.0	57.8	14.3	65.4	85.6	58.4	68.6	74.5
ยะลา	31.08	23.8	51.9	24.3	65.7	86.6	49.5	68.8	74.7
นราธิวาส	29.52	17.5	46.7	35.8	64.3	74.4	55.1	61.1	73.3

เมื่อนำข้อมูลรายจังหวัดมาเรียงลำดับพบว่า กลุ่มจังหวัดที่มีความสุขมากที่สุดของประเทศ 5 ลำดับแรก ได้แก่ บุรีรัมย์ พังงา จันทบุรี สิงห์บุรี และกาญจนบุรี สำหรับกลุ่มจังหวัดที่มีความสุขน้อยที่สุดของประเทศ 5 ลำดับแรก ได้แก่ สมุทรปราการ เลย นราธิวาส ชลบุรี และสุโขทัย แสดงดังตารางที่ 2

ความสุขประชากรไทยตามองค์ประกอบสุขภาพจิตรายจังหวัด

จังหวัดที่มีองค์ประกอบด้านที่ 1 สภาพจิตใจ (mental state) ที่มีความรู้สึกทางบวก (positive affect) มากที่สุด คือ บุรีรัมย์ (ร้อยละ 78.2) น้อยสุด คือ ประจวบคีรีขันธ์ (ร้อยละ 53.8) จังหวัดที่ไม่มีความรู้สึกทางลบ (non-negative affect) มากที่สุด คือ สมุทรสงคราม (ร้อยละ 95.9) น้อยที่สุด คือ นราธิวาส (ร้อยละ 74.4) จังหวัดที่มีองค์ประกอบด้านที่ 2 สมรรถภาพจิตใจ (mental capacity) มากที่สุด คือ บุรีรัมย์ (ร้อยละ 74.9) น้อยสุด คือ ยะลา (ร้อยละ 49.5) จังหวัดที่มีองค์ประกอบด้านที่ 3 คุณภาพจิตใจ (mental quality) มากที่สุด คือ บึงกาฬ (ร้อยละ 72.1) น้อยสุด คือ ชลบุรี (ร้อยละ 52.5) และจังหวัดที่มีองค์ประกอบด้านที่ 4

ปัจจัยสนับสนุน (supporting factors) มากที่สุด คือ มุกดาหาร (ร้อยละ 82.6) น้อยสุด คือ เชียงราย (ร้อยละ 61.5)

ความสุขประชากรและรายได้ต่อครัวเรือนรายจังหวัด

เมื่อเปรียบเทียบคะแนนความสุขและรายได้ต่อครัวเรือนของแต่ละจังหวัด และแบ่งจังหวัดออกเป็นสี่กลุ่มตามค่าเฉลี่ยของคะแนนความสุข (31.32 คะแนน) และรายได้เฉลี่ยต่อครัวเรือน (22,485 บาทต่อเดือน) ของประเทศพบว่า

1) จังหวัดที่มีรายได้ต่อครัวเรือนและคะแนนความสุขสูงกว่าค่าเฉลี่ยของประเทศมี 6 จังหวัด ได้แก่ กระบี่ จันทบุรี ภูเก็ต ราชบุรี สมุทรสงคราม และสระบุรี

2) จังหวัดที่มีรายได้ต่อครัวเรือนต่ำกว่าค่าเฉลี่ยของประเทศ แต่มีคะแนนความสุขสูงกว่าค่าเฉลี่ยของประเทศมี 39 จังหวัด ได้แก่ กาญจนบุรี กำแพงเพชร ชัยภูมิ เชียงใหม่ ตรารด ตรัง ตาก นครนายก นครพนม นครราชสีมา นครศรีธรรมราช น่าน บุรีรัมย์ บึงกาฬ พะเยา พังงา เพชรบุรี เพชรบูรณ์ แพร่ พัทลุง พิจิตร มหาสารคาม มุกดาหาร แม่ฮ่องสอน ยโสธร ร้อยเอ็ด ลพบุรี ลำพูน สกลนคร สงขลา สมุทรสาคร สิงห์บุรี สุรินทร์ หนองคาย หนองบัวลำภู อ่างทอง อุตรดิตถ์ และอุบลราชธานี

ตารางที่ 2 คะแนนเฉลี่ยความสุขของจังหวัดที่มีคะแนนมากที่สุดและน้อยสุด 10 ลำดับ

อันดับที่	คะแนนเฉลี่ยความสุขมากที่สุด		อันดับที่	คะแนนเฉลี่ยความสุขน้อยสุด	
	จังหวัด	คะแนนเฉลี่ย		จังหวัด	คะแนนเฉลี่ย
1	บุรีรัมย์	35.00	1	สมุทรปราการ	28.70
2	พังงา	34.05	2	เลย	29.17
3	จันทบุรี	33.70	3	นราธิวาส	29.52
4	สิงห์บุรี	33.22	4	ชลบุรี	29.56
5	กาญจนบุรี	33.22	5	สุโขทัย	29.90
6	ตาก	33.04	6	เชียงราย	29.91
7	ลำพูน	32.96	7	ประจวบคีรีขันธ์	30.07
8	มหาสารคาม	32.88	8	ขอนแก่น	30.09
9	น่าน	32.84	9	พิษณุโลก	30.14
10	ร้อยเอ็ด	32.71	10	ชัยนาท	30.16

3) จังหวัดที่มีรายได้ต่อครัวเรือนสูงกว่าค่าเฉลี่ยของประเทศ แต่มีคะแนนความสุขต่ำกว่าค่าเฉลี่ยของประเทศมี 11 จังหวัด ได้แก่ กรุงเทพมหานคร ฉะเชิงเทรา ชลบุรี นครปฐม นนทบุรี ปทุมธานี ปราจีนบุรี ระยอง สมุทรปราการ สุราษฎร์ธานี และอุทัยธานี

4) จังหวัดที่มีรายได้ต่อครัวเรือนและคะแนนความสุขต่ำกว่าค่าเฉลี่ยของประเทศมี 21 จังหวัด ได้แก่ กาฬสินธุ์ ขอนแก่น ชัยนาท ชุมพร เชียงราย นครสวรรค์ นราธิวาส ประจวบคีรีขันธ์ ปัตตานี พิษณุโลก ยะลา ระนอง เลย ลำปาง ศรีสะเกษ สตูล สระแก้ว สุโขทัย สุพรรณบุรี อำนาจเจริญ และอุทัยธานี

วิจารณ์

ผลสำรวจความสุขประชากรไทยในครั้งนี้นับพบว่า คะแนนความสุขเฉลี่ยของประชากรไทยอายุ 15 ปีขึ้นไปเท่ากับ 31.32 คะแนน (จากคะแนนเต็ม 45 คะแนน) และคนไทยร้อยละ 81.4 มีค่าเฉลี่ยความสุขในเกณฑ์เท่ากับหรือสูงกว่าคนทั่วไป ซึ่งใกล้เคียงกับผลสำรวจสุขภาพจิตคนไทยในโครงการสำรวจภาวะทางสังคมและวัฒนธรรม พ.ศ. 2561 ที่ใช้เครื่องมือในการสำรวจแบบเดียวกัน¹¹ โดยมีค่าคะแนนความสุข (ระดับสุขภาพจิต) เฉลี่ยเท่ากับ 31.56 คะแนน โดยร้อยละ 84.2 มีค่าเฉลี่ยความสุข (ระดับสุขภาพจิต) เท่ากับหรือสูงกว่าคนทั่วไป

การศึกษาครั้งนี้พบว่าบุรีรัมย์เป็นจังหวัดที่มีคะแนนความสุขสูงที่สุด เมื่อเปรียบเทียบกับผลการสำรวจความสุขรายจังหวัดครั้งก่อนหน้าในปี พ.ศ. 2552 และ 2553⁹ อยู่ในลำดับที่ 29 และ 37 ตามลำดับ ส่วนพังงายังคงอยู่ในลำดับต้นๆ คือ เป็นลำดับที่ 1 และ 2 ในปี พ.ศ. 2552 และ 2553 และคงลำดับ 2 ในปี พ.ศ. 2561 ในขณะที่จังหวัดสมุทรปราการเป็นจังหวัดที่มีคะแนนความสุขน้อยที่สุดทั้งในปี พ.ศ. 2552 และ 2561 การพิจารณาแนวโน้มของค่าคะแนนเฉลี่ยความสุขรวมทั้งสัดส่วนของผู้ที่มีความสุขระดับต่ำกว่าคนทั่วไปรายจังหวัด น่าจะสามารถสะท้อนข้อเท็จจริงและผลการพัฒนาระดับจังหวัดได้ดีกว่าการแปลผลเพียงรายปีเท่านั้น

นิยามความสุขตามองค์ประกอบหลักของสุขภาพจิตในการศึกษานี้⁹ สามารถสะท้อนถึงปัจจัยภายในบุคคล (introspection factors) จากข้อคำถามเรื่องความพึงพอใจสมรรถภาพจิตใจ และคุณภาพจิตใจ รวมถึงปัจจัยภายนอกบุคคล (interaction factors) จากข้อคำถามเรื่องปัจจัยสนับสนุน แต่ยังจำกัดเพียงการประเมินของบุคคล (people-oriented factors) ดังนั้นจึงควรพิจารณาปัจจัยอื่นที่เกิดจากการกระทำและมีผลเชิงประจักษ์ (doing-oriented factors) ร่วมด้วย เช่น ปัจจัยทางเศรษฐกิจ อย่างไรก็ตาม การศึกษานี้แสดงให้เห็นว่าคะแนนความสุขไม่สอดคล้องกับรายได้ต่อครัวเรือนเสมอไป โดยพบว่ามีถึง 50 จังหวัดที่มีรายได้ต่อ

ครัวเรือนไม่เป็นไปในทิศทางเดียวกันกับค่าคะแนนความสุข กล่าวคือ มี 39 จังหวัด ที่มีรายได้อ่อนกว่าค่าเฉลี่ยของประเทศแต่มีคะแนนความสุขสูงกว่าค่าเฉลี่ยของประเทศ ทั้งนี้รวมถึงจังหวัดที่มีระดับคะแนนความสุขเป็นอันดับที่ 1 และ 2 ของประเทศ คือ บุรีรัมย์และพังงาด้วย ในขณะที่มี 11 จังหวัดที่มีรายได้อ่อนกว่าค่าเฉลี่ยของประเทศแต่มีคะแนนความสุขต่ำกว่าค่าเฉลี่ยของประเทศ โดยมีสมุทรปราการที่เป็นจังหวัดที่มีความสุขน้อยที่สุดอยู่ในกลุ่มนี้ด้วย มีรายงานการศึกษาที่ให้เหตุผลว่าประชาชนในจังหวัดที่มีรายได้สูงแต่มีสุขน้อยกว่าจังหวัดที่มีรายได้ต่ำนั้นน่าจะเป็นภาพสะท้อนของผลกระทบเชิงลบจากการพัฒนาเศรษฐกิจที่มีผลต่อวิถีชีวิตความเป็นอยู่และความสุขของประชาชน อย่างไรก็ตาม การศึกษานี้พบว่าอีก 27 จังหวัดที่เหลือมีรายได้อ่อนกว่าค่าเฉลี่ยและเป็นไปในทางเดียวกันกับค่าคะแนนความสุข โดยมี 6 จังหวัดที่มีรายได้อ่อนกว่าค่าเฉลี่ยและคะแนนความสุขสูงกว่าค่าเฉลี่ยของประเทศ และ 21 จังหวัดที่มีรายได้อ่อนกว่าค่าเฉลี่ยและคะแนนความสุขต่ำกว่าค่าเฉลี่ยของประเทศ ซึ่งสะท้อนว่าความเหลื่อมล้ำด้านเศรษฐกิจหรือรายได้ส่งผลกระทบต่อความสุขในลักษณะที่ซับซ้อนไม่ตรงไปตรงมา ข้อมูลข้างต้นอาจอธิบายได้ว่าปัจจัยด้านรายได้อาจไม่ใช่ปัจจัยหลักที่มีอิทธิพลต่อความสุขของประชากรมากไปกว่าปัจจัยทางสุขภาพจิต กล่าวคือ ความพึงพอใจในตนเองและชีวิตความเป็นอยู่ปัจจุบัน ความสามารถในการสร้างความสัมพันธ์กับผู้อื่นและการจัดการปัญหาต่าง ๆ เพื่อการดำเนินชีวิตอย่างปกติสุข ความดีงามของจิตใจในการดำเนินชีวิตอย่างเกิดประโยชน์ต่อตัวเองและสังคม ตลอดจนปัจจัยสนับสนุนที่ดี เช่น ครอบครัวที่อบอุ่น การงานมั่นคง และการไม่มีหนี้สิน อาจมีอิทธิพลต่อสุขภาพจิตและความสุขมากกว่า

หลายประเทศพยายามนำความสุขของประชากรมาเป็นใช้เป็นเป้าหมายในการพัฒนาประเทศร่วมกับผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ (gross domestic product; GDP) ตามคำเชิญชวนในข้อมติสมัชชาใหญ่แห่งสหประชาชาติ (United nations general assembly resolution) การประชุมสมัชชาใหญ่แห่งสหประชาชาติ ครั้งที่ 65 ได้ให้

ข้อเสนอจากแนวทางของประเทศฐานที่ใช้มาตรวัดความสุขและการเป็นอยู่ที่ดีของประชากรในประเทศ (gross national happiness index) เพื่อให้เกิดการดูแลประชากรภายในประเทศอย่างองค์รวม^{12,13} ความสุขจึงเป็นหนึ่งในปัจจัยสำคัญที่ใช้ในการกำหนดนโยบายระดับประเทศและระดับท้องถิ่น อย่างไรก็ตาม มีข้อควรระวัง 3 ประการ ได้แก่ 1) คำจำกัดความของความสุขต้องมีความหมายที่เข้าใจได้ตรงกัน ทั้งผู้กำหนดนโยบาย ผู้รับนโยบายไปปฏิบัติ ตลอดจนประชาชนในประเทศ 2) การวัดความสุขควรครอบคลุมทั้งองค์ประกอบที่เป็นความรู้สึกรายบุคคลและองค์ประกอบอื่นที่วัดได้ชัดเจน เช่น รายได้และสถานะทางสุขภาพ และ 3) ความสุขไม่ควรเป็นปัจจัยเดียวที่นำมาใช้กำหนดนโยบายระดับประเทศ โดยควรมีการพิจารณาปัจจัยอื่นที่เกี่ยวข้องด้วย เช่น ความเท่าเทียม บริบททางสังคม และวัฒนธรรม^{14,15}

การสำรวจสุขภาพจิต/ความสุขของคนไทยระดับชาติ มีข้อจำกัดคือ ความสม่ำเสมอในการสำรวจ เนื่องจากเป็นการศึกษาขนาดใหญ่ ใช้งบประมาณสูง และมักเป็นการผนวกร่วมกับกับโครงการสำรวจระดับชาติของหน่วยงานอื่น ๆ เช่น สำนักงานสถิติแห่งชาติ ซึ่งแต่ละโครงการมีความถี่และระเบียบวิธีการสุ่มตัวอย่างเพื่อเป็นตัวแทนระดับจังหวัด/ภาค/ประเทศที่แตกต่างกัน ทำให้ขาดความสม่ำเสมอของข้อมูลและปัจจัยร่วมในการสำรวจ การสำรวจความสุขที่สามารถวิเคราะห์ข้อมูลรายจังหวัดได้มีการศึกษาเฉพาะในปี พ.ศ. 2552 และ 2553⁹ เท่านั้น ส่วนการศึกษาความสุขระดับประเทศซึ่งสามารถวิเคราะห์ข้อมูลในระดับภาคเท่านั้น มีการศึกษาต่อเนื่องตั้งแต่ปี พ.ศ. 2551 - 2558 ทุกปี และขาดช่วงไปสองปี จนกลับมาทำการสำรวจอีกครั้งในปี พ.ศ. 2561¹¹ หากมีการวางแผนการสำรวจต่อเนื่องจะเป็นประโยชน์ในการประเมินผลการดำเนินงานด้านการส่งเสริมสุขภาพจิตที่ผ่านมา รวมทั้งเป็นข้อมูลประกอบการกำหนดนโยบายและวางแผนพัฒนาประชากรทั้งในระดับประเทศและระดับพื้นที่ได้

นอกจากนี้ ดัชนีชี้วัดความสุขเป็นเครื่องมือที่พัฒนาขึ้นเพื่อใช้วัดสุขภาพจิตตามบริบทของประเทศไทย มีข้อจำกัดในการเปรียบเทียบกับข้อมูลนานาชาติและอาจไม่ครอบคลุม

ถึงปัจจัยทางสังคมที่มีการเปลี่ยนแปลงไป จึงควรมีการปรับปรุงเครื่องมือให้ทันสมัยและเป็นสากลมากขึ้น อย่างไรก็ตาม ข้อเสนอแนะที่สำคัญจากการศึกษานี้ คือ การกำหนดนโยบายด้านการส่งเสริมสุขภาพจิตหรือการสร้างสุขไม่ควรอิงจากค่าคะแนนความสุขเพียงอย่างเดียว แต่ควรพิจารณาร่วมกับปัจจัยอื่น ๆ โดยเฉพาะข้อมูลความสุขระดับจังหวัดนั้น จะเป็นประโยชน์เมื่อมีการนำมาวิเคราะห์ร่วมกับข้อมูลอื่น ๆ ของจังหวัด มีการนำเสนอข้อมูลสู่สาธารณะเพื่อให้ภาคีแต่ละจังหวัดร่วมกำหนดนโยบายในการสร้างสุขของคนในจังหวัดตนเอง และมีการแลกเปลี่ยนเรียนรู้ และขยายผลในระดับภาคและระดับประเทศต่อไป

สรุป

คนไทยร้อยละ 81.4 มีความสุข (ระดับสุขภาพจิต) อยู่ในเกณฑ์เท่ากับหรือสูงกว่าคนทั่วไป บุรีรัมย์เป็นจังหวัดที่มีคะแนนความสุขสูงสุด ส่วนสมุทรปราการยังเป็นจังหวัดที่มีความสุขน้อยที่สุด รายได้ต่อครัวเรือนไม่เป็นไปในทางเดียวกันกับค่าคะแนนความสุขของประชากรในระดับจังหวัดเสมอไป สะท้อนว่าความเหลื่อมล้ำด้านเศรษฐกิจอาจไม่ใช่ปัจจัยหลักที่มีอิทธิพลต่อความสุขของประชากรมากไปกว่าปัจจัยทางสุขภาพจิต

เอกสารอ้างอิง

1. Delle Fave A, Brdar I, Wissing MP, Araujo U, Castro Solano A, Freire T, at ed. Lay definitions of happiness across nations: the primacy of inner harmony and relational connectedness. *Front Psychol*. 2016;7:30. doi:10.3389/fpsyg.2016.00030.
2. Oishi S, Graham J, Kesebir S, Galinha IC. Concepts of happiness across time and cultures. *Pers Soc Psychol Bull*. 2013;39(5):559-77. doi:10.1177/0146167213480042.
3. Steptoe A. Happiness and health. *Annu Rev Public Health*. 2019;40:339-59. doi:10.1146/annurev-publhealth-040218-044150.
4. Lyubomirsky S, Lepper HS. A measure of subjective happiness: preliminary reliability and construct validation. *Soc Indic Res*. 1999;46(2):137-55. doi:10.1023/A:1006824100041.
5. Helliwell JF, Layard R, Sachs J, De Neve JE. World happiness report 2020. New York: Sustainable development solutions network; 2020.
6. Helliwell JF, Layard R, Sachs J, De Neve JE, Aknin L, Wang S, et al. World happiness report 2021. New York: Sustainable development solutions network; 2021.
7. อภิชัย มงคล, วัชนิ หัตถพนม, ภัสรา เชษฐโชติศักดิ์, วรณประภา ชะลอกุล, ละเอียด ปัญโญใหญ่, สุจิต สุวรรณชีพ. การศึกษาดัชนีชี้วัดสุขภาพจิตคนไทย [The study to develop Thai mental health indicator]. *วารสารสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย*. 2544;46(3):209-25.
8. อภิชัย มงคล, วัชนิ หัตถพนม, ภัสรา เชษฐโชติศักดิ์, วรณประภา ชะลอกุล, ละเอียด ปัญโญใหญ่, สุจิต สุวรรณชีพ. ความสุขและสุขภาพจิตในบริบทสังคมไทย [Happiness and mental health in the context of the Thai society]. *วารสารสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย*. 2544;46(3):227-32.
9. ประเวศ ตันติพิพัฒนสกุล, เอกอนงค์ สิตลาภินันท์. คู่มือสร้างสุขระดับจังหวัด [Happiness manual at provincial level]. นนทบุรี: แผนงานสร้างเสริมสุขภาพจิต; 2554.
10. สำนักสถิติเศรษฐกิจและสังคม สำนักงานสถิติแห่งชาติ. การสำรวจสุขภาพจิต (ความสุข) คนไทย พ.ศ. 2558 [Thai mental health (happiness) survey 2015]. กรุงเทพฯ: สำนัก; 2559.
11. พันธันภา กิตติรัตนไพบูลย์, ดุษฎี จิงศิริกุลวิทย์, อธิบดินทร์อารีย์, บังอร สุปรีดา. แนวโน้มและปัจจัยที่มีผลต่อระดับสุขภาพจิตคนไทย: การสำรวจระดับชาติ ปี พ.ศ. 2561 [Trend and associated factors of mental health in Thailand: a national survey 2018]. *วารสารสุขภาพจิตแห่งประเทศไทย*. 2563;28(2):121-35.
12. United Nations. Happiness: towards a holistic approach to development: resolution / adopted by the General Assembly on 19 July 2011 [Internet]. New York: UN; 2011 [cited 2021 Oct 31]. Available from: <https://undocs.org/en/A/RES/65/309>

13. Karma U, Alkire S, Zangmo T, Wangdi D. A short guide to gross national happiness index [Internet]. Thimpu: The Centre for Bhutan Studies; 2012 [cited 2021 Oct 31]. Available from: <https://opendocs.ids.ac.uk/opendocs/handle/20.500.12413/11807>
14. White MD. The problems with measuring and using happiness for policy purposes [Internet]. Arlington, VA: Mercatus Research; 2014 [cited 2021 Oct 31]. Available from: <https://www.mercatus.org/publications/regulation/problems-measuring-and-using-happiness-policy-purposes>
15. United Nations. Happiness: towards a holistic approach to development: note/by the Secretary-General [Internet]. New York: UN; 2013 [cited 2021 Oct 31]. Available from: <https://digitallibrary.un.org/record/743697>



กรมสุขภาพจิต
Department of Mental Health

คำแนะนำสำหรับผู้นิพนธ์

วารสารสุขภาพจิตแห่งประเทศไทยจัดทำขึ้นเพื่อเป็นสื่อในการเผยแพร่ผลงานทางวิชาการด้านสุขภาพจิตและจิตเวชศาสตร์โดยรับบทความเป็นภาษาไทยหรือภาษาอังกฤษ บทความที่ส่งมาให้พิจารณาเพื่อตีพิมพ์ **ต้องไม่เคยตีพิมพ์หรืออยู่ในระหว่างการพิจารณาตีพิมพ์ในวารสารอื่น ผู้นิพนธ์จะต้องปฏิบัติตามคำแนะนำสำหรับผู้นิพนธ์อย่างเคร่งครัด** ผู้นิพนธ์ต้องแน่ใจว่าได้ตรวจสอบเนื้อหาสาระของบทความแล้ว ไม่มีการลอกเลียนงานวิชาการ (plagiarism) และมีการอ้างอิงตามแหล่งที่มาตามหลักการที่ถูกต้องครบถ้วน บทความทุกประเภทที่ส่งมาให้พิจารณาตีพิมพ์จะได้รับการตรวจหาต้นฉบับจากคณะกรรมการและผู้ทรงคุณวุฒิ ทั้งจากภายในและภายนอกอย่างน้อย 2 ท่าน บทความที่ได้รับการตีพิมพ์แล้วจะเป็นลิขสิทธิ์ของกรมสุขภาพจิตและผู้นิพนธ์

ประเภทของบทความ

1. บทความพิเศษ (Special article)

เป็นบทความซึ่งวิเคราะห์ผลงานทางการแพทย์หรือสุขภาพจิต หรืออาจเป็นข้อคิดเห็นเพื่อความก้าวหน้าทางวิชาการ มีองค์ประกอบดังนี้ : บทนำ (introduction) เนื้อเรื่อง (text) สรุป (summary) และเอกสารอ้างอิง (references)

2. นิพนธ์ต้นฉบับ (Original article)

เป็นบทความรายงานการวิจัย มีองค์ประกอบดังนี้ : ชื่อเรื่อง (title) บทคัดย่อ (abstract) และคำสำคัญ (key words) ทั้งภาษาไทยและอังกฤษ บทนำ (introduction) วิธีการ (methods) ผล (results) วิจารณ์ (discussion) สรุป (conclusion) กิตติกรรมประกาศ (acknowledgements) และเอกสารอ้างอิง (references)

3. บทความปริทัศน์ (Review article)

เป็นการรวบรวมวิเคราะห์สังเคราะห์ผลเรื่องใดเรื่องหนึ่ง (การทบทวนวรรณกรรมอย่างเป็นระบบ : systematic review) เพื่อให้ผู้อ่านมีความรู้ความเข้าใจเกี่ยวกับความก้าวหน้าของเรื่องนั้นในสถานการณ์ปัจจุบันพร้อมข้อเสนอแนะ มีองค์ประกอบดังนี้ : บทคัดย่อ (abstract) คำสำคัญ (key words) บทนำ (introduction) วิธีการ (methods) ผล (results) วิจารณ์ (discussion) สรุป (conclusion) และเอกสารอ้างอิง (references)

4. รายงานผู้ป่วย (Case report)

เป็นรายงานเกี่ยวกับผู้ป่วยที่น่าสนใจ มีองค์ประกอบดังนี้ : บทคัดย่อ (abstract) คำสำคัญ (key words) บทนำ (introduction) เนื้อเรื่อง (text) สรุป (conclusion) เอกสารอ้างอิง (references)

5. ปกิณกะ (Miscellany)

เป็นบทความทั่วไปที่เกี่ยวกับสุขภาพจิตหรือทางสาธารณสุข

การเตรียมต้นฉบับ

เอกสารประกอบการนำส่ง ได้แก่ 1) ไฟล์บทความต้นฉบับ 2) หนังสือรับรองการส่งบทความ (ใบนำส่ง) 3) เอกสารรับรองจากคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยในคน จากนั้นสมัครสมาชิก และ submission ทาง <https://www.tci-thaijo.org/index.php/jmht>

โดยมีรายละเอียดการเตรียมต้นฉบับ ดังนี้

1. หนังสือรับรองการนำส่ง (ใบนำส่ง) (link แบบฟอร์มท้ายเล่ม) ให้ระบุชื่อเรื่อง ชื่อผู้นิพนธ์ ด้วยวุฒิการศึกษาสูงสุด หน่วยงาน ทั้งภาษาไทยและอังกฤษ พร้อมทั้งที่อยู่และ e-mail address ของผู้นิพนธ์ทุกคนและระบุตัวแทนผู้นิพนธ์ที่

ทั้งนี้การพิจารณาถ้อยแถลงของบทความของผู้ทรงคุณวุฒิจะทบทวนบทความโดยไม่ทราบชื่อผู้พิมพ์ (blindly review)

2. การใช้ภาษา ให้ใช้ 2 ภาษา คือ ภาษาไทยหรือภาษาอังกฤษ โดยบทความต้องมีทั้งภาษาไทยและภาษาอังกฤษ ถ้าต้นฉบับเป็นภาษาไทยควรใช้ศัพท์ภาษาไทยให้มากที่สุด โดยใช้พจนานุกรมศัพท์วิทยาศาสตร์ฉบับราชบัณฑิตยสถาน เป็นบรรทัดฐาน สำหรับคำศัพท์แพทย์ภาษาอังกฤษที่ไม่มีคำแปลในพจนานุกรมฯ และในหนังสือศัพท์จิตเวช อนุโลมให้ใช้ภาษาอังกฤษได้ คำศัพท์ภาษาอังกฤษที่ปนในเรื่องภาษาไทยให้ใช้ตัวพิมพ์เล็กทั้งหมด **ยกเว้นชื่อเฉพาะ** ให้ขึ้นต้นด้วยตัวพิมพ์ใหญ่ ไม่ขึ้นต้นประโยคด้วยคำศัพท์ภาษาอังกฤษ หลีกเลี่ยงการใช้คำศัพท์ภาษาอังกฤษเป็นกิริยา การเขียนคำร้อยละให้ใช้ทศนิยม 1 ตำแหน่ง ค่าสถิติอื่นและค่า p-value ให้ใช้ทศนิยม 2 ตำแหน่ง เช่น $p < .01$, $p = .10$

3. บทคัดย่อ แยกภาษาไทยและภาษาอังกฤษโดยมีเนื้อหาที่เหมือนกัน ใส่ชื่อเรื่องตามด้วยบทคัดย่อแต่ไม่ต้องระบุชื่อผู้พิมพ์ ขอให้ผู้พิมพ์ตรวจสอบความถูกต้องและไวยากรณ์ภาษาอังกฤษก่อนส่งต้นฉบับ เขียนตามลำดับโครงสร้างของบทความ ได้แก่ บทนำ วิธีการ ผล วิจัย สรุป **ไม่เกิน 300 คำ** ใช้ภาษารัดกุม ตามด้วยคำสำคัญ จำนวน 3 - 5 คำ โดยใช้ Medical Subject Heading (MeSH) items ของ U.S. National Library of Medicine เป็นแนวทางการให้คำสำคัญ

4. ต้นฉบับ พิมพ์ด้วยเครื่องคอมพิวเตอร์โปรแกรม Word Processor for Window ตัวอักษร TH SarabunPSK

หรือ Angsana UPC ขนาด 16 และให้พิมพ์ข้อความ 1 สดมภ์ (1 column) ต่อ 1 หน้า และไม่ต้องจัดหน้าชิดขวา ระยะห่างจากขอบกระดาษทุกด้านไม่น้อยกว่า 2.5 ซม. ต้นฉบับแต่ละเรื่อง **ไม่เกิน 12 หน้ากระดาษ** (ไม่รวมใบนำส่ง) ตัวเลขทั้งหมดให้ใช้เลขอารบิก และใส่เลขหน้าทุกหน้า

5. เนื้อเรื่อง ใช้ภาษากระชับรัดกุม หลีกเลี่ยงการใช้คำซ้ำ ประกอบด้วย 1) **บทนำ** คือ ความเป็นมาและคำถามการวิจัย 2) **วิธีการ** คือ ประชากร/กลุ่มตัวอย่าง เครื่องมือการเก็บข้อมูล การวัดวิเคราะห์ ระเบียบการรับรองจากคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัย 3) **ผล** แสดงผลการศึกษาค้นคว้าที่สำคัญที่เกี่ยวข้องกับการศึกษาค้นคว้าครั้งนี้เท่านั้น 4) **วิจารณ์** ควรเขียนอภิปรายว่าผลการวิจัยเป็นไปตามวัตถุประสงค์ที่ตั้งไว้หรือไม่เพียงใด แสดงให้เห็นว่าผลที่ได้ในครั้งนี้เหมือนหรือแตกต่างจากการศึกษาอื่นอย่างไร และต้องมีการอ้างอิงถึงทฤษฎีหรือผลการศึกษของผู้ที่เกี่ยวข้องประกอบด้วย รวมทั้งระบุข้อจำกัดของการวิจัย 5) **สรุป** ควรสรุปประเด็นค้นพบจากการวิจัยที่สำคัญ และข้อเสนอแนะในการนำไปใช้ประโยชน์ 6) **กิตติกรรมประกาศ** (ถ้ามี) 7) **การตอบคำถามสั้น ๆ** 3 ข้อ ได้แก่ ความรู้เดิมเกี่ยวกับเรื่องที่ศึกษา ความรู้ใหม่ที่ได้จากการศึกษา และประโยชน์ที่จะนำไปใช้

6. การเตรียมตาราง และรูปภาพตาราง ประกอบด้วย ชื่อตาราง สดมภ์มีหน่วยนับ มีเส้นตารางเฉพาะแนวนอน และให้เรียงต่อจากคำอธิบาย จำนวนรวมทั้งตารางและรูปภาพ 3 - 5 ตาราง/รูปภาพ สำหรับรูปภาพดิจิทัลให้ใช้รูปแบบ JPEG

การเขียนเอกสารอ้างอิง

การอ้างอิงใช้ รูปแบบแวนคูเวอร์ (Vancouver) กำหนดหมายเลขเรียงตามลำดับการอ้างอิงในเรื่อง โดยแสดงเป็นตัวเลขยก ไม่มีวงเล็บ เช่น XX¹ การอ้างอิง 2 รายการต่อเนื่องกันใช้เครื่องหมาย “,” คั่น เช่น XX^{1,2} การอ้างอิง 3 รายการขึ้นไปต่อเนื่องกัน ใช้เครื่องหมาย “-” คั่น เช่น XX⁵⁻⁷ ถ้าต้องการอ้างอิงซ้ำให้ใช้หมายเลขเดิม

ตัวอย่างการเขียนเอกสารอ้างอิง

1. วารสาร

1.1 การอ้างอิงจากบทความในวารสารที่ได้มาตรฐานทั่วไป ที่มีผู้แต่ง 1 - 6 คน ให้ใส่ชื่อทุกคน โดยใช้นามสกุลขึ้นต้น

และตามด้วยอักษรชื่อย่อภาษาอังกฤษ ไม่เว้นวรรคหลังเครื่องหมายวรรคตอนระหว่างปี ปีที่ และหน้า (สำหรับวารสารที่จัดพิมพ์โดยมีเลขหน้าต่อเนื่องกันตลอด Volume ไม่ต้องใส่เดือนและฉบับที่พิมพ์)

1.1.1 บทความในวารสารภาษาอังกฤษ ให้ใช้ชื่อย่อวารสารตาม Index Medicus โดยตรวจสอบได้จาก Journals in NCBI Databases จัดทำโดย National Library of Medicine (NLM) <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/nlmcatalog/journals> (สำหรับวารสารที่ยังไม่ได้เข้า Index Medicus ให้เขียนชื่อวารสารแบบชื่อเต็ม ไม่ใช่ชื่อย่อ)

Kittirattanapaiboon P, Srikosai S, Wittayanookulluk A. Methamphetamine use and dependence in vulnerable female populations. Curr Opin Psychiatry. 2017;30:247-52.

1.1.2 บทความในวารสารของไทย ให้เขียนเป็นภาษาไทยตามที่ปรากฏ โดยมีชื่อเรื่องภาษาอังกฤษไว้ในวงเล็บเหลี่ยมต่อท้ายชื่อเรื่องภาษาไทย

ยงยุทธ วงศ์ภิรมย์ศานติ์. บทเรียนด้านสุขภาพจิตในภัยพิบัติ: กรณีการช่วยเหลือทีมหมูป่าพลัดหลงในถ้ำหลวง [Lesson learned in disaster mental health from Tham Luang cave rescue]. วารสารสุขภาพจิตแห่งประเทศไทย. 2561;26:152-59.

1.1.3 บทความในวารสารของไทย ที่วารสารนั้นตีพิมพ์เป็นภาษาอังกฤษ ให้เขียนเหมือนวารสารภาษาอังกฤษเช่นเดียวกันกับข้อ 1.1.1

Silpakit C, Silpakit O, Chomchuen R. Mindfulness based relapse prevention program for alcoholism. Siriraj Med J. 2015;67:8-13.

1.2 กรณีที่มีผู้พิมพ์ร่วมมากกว่า 6 คน ให้ใส่ชื่อ 6 คนแรก แล้วตามด้วย et al. โดยใช้นามสกุลขึ้นต้นและตามด้วยอักษรชื่อย่อภาษาอังกฤษ (ไม่เว้นวรรคหลังเครื่องหมายวรรคตอนระหว่างปี ปีที่ และหน้า)

Meydani SN, Leka LS, Fine BC, Dallal GE, Keusch GT, Singh MF, et al. Vitamin E and respiratory tract infections in elderly nursing home residents: a randomized controlled trial. JAMA. 2004;292:828-36.

1.3 กรณีที่ไม่มีชื่อผู้พิมพ์

Cancer in South Africa [editorial]. S Afr Med J. 1994;84:15.

1.4 กรณีที่เป็นฉบับเสริม (Supplement)

1.4.1 ฉบับเสริมของปี

Strauss SE. History of chronic fatigue syndrome. Rev Inf Dis. 1991;11 suppl 1:52-7.

1.4.2 ฉบับเสริมของเล่ม

Glauser TA. Integrating clinical trial data into clinical practice. Neurology. 2002;58(12 Suppl 7):S6-12.

1.5 กรณีเอกสารอ้างอิงเป็นคอลัมน์เฉพาะ อาจแสดงชนิดของเอกสารได้ตามความจำเป็นภายใน เครื่องหมาย []

Cleare AJ, Wessly S. Fluoxetine and chronic fatigue syndrome [letter]. Lancet 1996;347:1770.

1.6 วารสารในรูปแบบอิเล็กทรอนิกส์

1.6.1 บทความที่มี Digital Object Identifier (DOI)

Stultz J. Integrating exposure therapy and analytic therapy in trauma Treatment. Am J Orthopsychiatry. 2006;76:482-8. doi:10.1037/00029432.76.4.482.

1.6.2 บทความไม่มี DOI

Lemanek K. Adherence issues in the medical management of asthma. J Pediatr Psychol. 1990;15: 437-58. Available from: <http://jpepsy.oxfordjournals.org/cgi/reprint/15/4/437>

2. หนังสือ

2.1 หนังสือมาตรฐานทั่วไป

2.1.1 หนังสือภาษาไทย ให้เขียนเป็นภาษาไทย โดยเพิ่มชื่อเรื่องภาษาอังกฤษไว้ในวงเล็บเหลี่ยม [] ต่อท้ายชื่อเรื่องภาษาไทย และใส่ชื่อภาษาของภาษาต้นฉบับเป็นคำภาษาอังกฤษไว้ตอนท้ายสุด

เทอดศักดิ์ เดชคง. เทคนิคให้คำปรึกษาแบบสร้างแรงจูงใจ [Motivational counseling]. กรุงเทพฯ: หมอชาวบ้าน; 2555.

2.1.2 หนังสือภาษาอังกฤษ

American Psychiatric Association. Diagnostic and statistical manual of mental disorders. 5th ed. (DSM-5). Washington DC: American Psychiatric Publishing; 2013.

2.2 หนังสือที่มีผู้พิมพ์เป็นหน่วยงานและผู้พิมพ์

World Health Organization, Regional Office for South- East Asia. Mental health and psychosocial relief efforts after the tsunami in South-East Asia. New Delhi: WHO Regional Office for South- East Asia; 2005.

2.3 เอกสารอ้างอิงที่เป็นบทหนึ่งในหนังสือที่มีบรรณาธิการ

Baer RA, Walsh E, Lykins ELB. Assessment of mindfulness. In: Didonna F, editor. Clinical handbook of mindfulness. New York: Springer; 2009. p. 153-65.

2.4 เอกสารประกอบการประชุมวิชาการ

รีนา ต๊ะดี. ชีวิตวัยรุ่นหญิงเมื่อต้องเป็นแม่ [Life of female adolescent as mothers]. เอกสารประกอบการประชุม: การประชุมวิชาการระดับชาติครั้งที่ 13 ประชากรและสังคม พ.ศ. 2560; 30 มิ.ย. 2560; กรุงเทพฯ.

3. รายงานทางวิชาการ

3.1 รายงานวิจัย

วชิระ เพ็งจันทร์, ธรณินทร์ กองสุข, พันธุ์ภา กิตติรัตนไพบูลย์, วรพรรณ จุฑา, พิทักษ์พล บุญมาลิก, สุวรรณ อรุณพงศ์ไพศาล. ความชุกของโรคจิตเวชของคนไทย: การสำรวจระบาดวิทยาสุขภาพจิตระดับชาติ ปี พ.ศ. 2551 [Prevalence of mental disorders in Thailand: results from the epidemiology of mental disorders national survey 2008]. นนทบุรี: กรมสุขภาพจิต กระทรวงสาธารณสุข; 2553.

3.2 เอกสารอ้างอิงที่เป็นวิทยานิพนธ์

Silpakit C. A study of common mental disorders in primary care in Thailand [dissertation]. London: University of London; 1998.

ปราณี จงสมจิตร. ผลของการนวดกดจุดฝ่าเท้าต่อการตอบสนองทางสรีระการผ่อนคลายและความพึงพอใจในผู้เป็นความดันโลหิตสูง [Effects of foot reflexology on physiological response relaxation and satisfaction in persons with hypertension] [วิทยานิพนธ์ปริญญาโท]. นครปฐม: มหาวิทยาลัยมหิดล; 2551.

4. การอ้างอิงจากสื่ออิเล็กทรอนิกส์

4.1 เอกสารเฉพาะเรื่องบนอินเทอร์เน็ต

ใช้หลักเกณฑ์เดียวกับหนังสือ ยกเว้น 1) หลังชื่อเรื่องให้ใส่คำว่า [Internet]. หรือ [อินเทอร์เน็ต]. 2) เพิ่มวันสืบค้น [cited ปี ค.ศ. เดือน(ย่อ) วัน]. หรือ [สืบค้นเมื่อ วัน เดือน(ย่อ) ปี พ.ศ.]. ต่อจากปีที่พิมพ์ 3) ใส่ที่มาภาษาอังกฤษใช้คำว่า Available from: ภาษาไทยให้ใช้คำว่า จาก: ใส่ URL หลัง URL ไม่ใส่เครื่องหมาย . ยกเว้น URL นั้นจบด้วย เครื่องหมาย /

สุวิทย์ วิบุลผลประเสริฐ, บรรณาธิการ. การสาธารณสุขไทย 2548-2550 [Thailand health profile 2005-2007] [อินเทอร์เน็ต]. นนทบุรี: สำนักนโยบายและยุทธศาสตร์ สำนักงานปลัดกระทรวงสาธารณสุข; 2550 [สืบค้นเมื่อวันที่ 21 มี.ค. 2554]. จาก: http://www.moph.go.th/ops/health_50/.

Merriam-Webster medical dictionary [Internet]. Springfield (MA): Merriam-Webster Incorporated; c2005 [cited 2006 Nov 16]. Available from: <http://www.nlm.nih.gov/medlineplus/medlineplusdictionary.html>

4.2 โคมเพจ/เว็บไซต์

รูปแบบ: ผู้แต่ง.\ชื่อเรื่อง\ [อินเทอร์เน็ต].\สถานที่พิมพ์:\สำนักพิมพ์\ปีพิมพ์\ [สืบค้นเมื่อวันที่ เดือน(ย่อ)\ปี].\จาก:\URL

สำนักงานกองทุนสนับสนุนการสร้างเสริมสุขภาพ (สสส.). เตรียมตัวรับมือ Cyberbullying [Prepare for Cyberbullying] [อินเทอร์เน็ต]. กรุงเทพฯ: สำนักงาน; 2564 [สืบค้นเมื่อวันที่ 1 มี.ค. 2564]. จาก: <https://www.thaihealth.or.th/Content/53960-เตรียมตัวรับมือ%20Cyberbullying.html>

World Health Organization. Depression: Let's talk [Internet]. Geneva: World Health Organization; 2017 [cited 2018 May 12]. Available from: <http://www.who.int/campaigns/world-health-day/2017/en/>.

5. การอ้างอิงในรูปแบบอื่น

5.1 บทความหนังสือพิมพ์

Lee G. Hospitalizations tied to ozone pollution: study estimates 50,000 admissions annually. The Washington Post 1996 Jun 21; Sect. A:3 (col. 5).

วฤตดา หาระภูมิ. ดึงคุณภาพยา (จีน) ช่วยผู้ป่วยไตวายเรื้อรัง [Bringing quality medicine (China) to help patients with chronic kidney failure]. มติชน. 3 มี.ค. 2554; น. 10.

5.2 เอกสารอ้างอิงเป็นพจนานุกรมต่างๆ

Stedman's medical dictionary. 26th ed. Baltimore: Williams & Wilkins; 1995. Apraxia; p. 119-20.

ศัพท์แพทยศาสตร์ อังกฤษ-ไทย ฉบับราชบัณฑิตยสถาน. แก้ไขและเพิ่มเติม. กรุงเทพฯ: ราชบัณฑิตยสถาน; 2543. Cystitis; น. 89.

รายละเอียดการเขียนอ้างอิงตามรูปแบบแวนคูเวอร์ ดูได้จาก:

https://drive.google.com/open?id=1ZsuBJ70USzjvR5mkamXCWOKYn-D_5cl

หรือ สแกนคิวอาร์โค้ดนี้



การส่งต้นฉบับในระบบวารสารออนไลน์

ผู้พิมพ์สมัครสมาชิกและส่งต้นฉบับบทความในระบบ ThaiJo ตามขั้นตอนดังนี้

1. สมัครสมาชิก (Register) สร้าง Username/Password และสร้าง Profile
2. การส่งบทความ (Submission)

ขั้นที่ 1 เริ่มต้นการส่ง กรอกข้อมูลและตรวจสอบทุกข้อเพื่อเป็นการยืนยันว่าบทความของท่านเป็นไปตามเงื่อนไขที่วารสารกำหนด

ขั้นที่ 2 อัปโหลดบทความเป็นไฟล์ word ตามข้อแนะนำการเตรียมต้นฉบับ หรือไฟล์แนบอื่น ๆ

ขั้นที่ 3 กรอกรายละเอียดข้อมูลต่างๆ สำหรับบทความของท่าน เช่น ข้อมูล Author, Title, Abstract,

Keyword, References

ขั้นที่ 4 ยืนยันการส่งบทความ

ขั้นที่ 5 เสร็จสิ้นการ Submission และเข้าสู่กระบวนการตรวจสอบ

3. การแก้ไขบทความ (Revision)

เอกสาร/ขั้นตอนการใช้ระบบวารสารออนไลน์ ดูได้จาก

<https://www.tci-thaijo.org/index.php/jmht/information/authors>

หรือ สแกนคิวอาร์โค้ดนี้



โครงการแลกเปลี่ยนการพิมพ์สารบัญระหว่างวารสารสุขภาพจิตฯ และวารสารสมาคมจิตแพทย์ฯ



วารสารสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย

ปีที่ 66 ฉบับที่ 4

ตุลาคม - ธันวาคม 2564

สารบัญ

บรรณาธิการแถลง

365

นิพนธ์ต้นฉบับ

ผลของการให้ความรู้เกี่ยวกับการดูแลการใช้สื่ออุปกรณ์อิเล็กทรอนิกส์อย่างปลอดภัยผ่านแผ่นพับ แก่ผู้ปกครองของเด็กที่ได้รับการวินิจฉัยเป็นโรคสมาธิสั้น

เทียนเทียน หลิน, คมสันต์ เกียรติรุ่งฤทธิ์, ศิริไทย หงษ์สงวนศรี,
มธุรา ทองปาน, พรพรรณ หล่อธีรพงศ์, สมบูรณ์ หทัยอยู่สุข

ช่วงเวลาคุณภาพระหว่างผู้ปกครองกับเด็กปฐมวัย

บุษบถ พุกษานาชาติ

การศึกษาเปรียบเทียบรูปแบบการอบรมเลี้ยงดูที่เด็กได้รับในผู้ป่วยเด็กสมาธิสั้นและในผู้ป่วยเด็ก

โรคทางกายที่มารับการรักษาในแผนกผู้ป่วยนอก โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย

บุญมณี คงแก้ว, ณัฏฐา พิทยรัตน์เสถียร, ณภัทรวรรต บัวทอง

ความชุกและปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับภาวะซึมเศร้าของนักเรียนมัธยมศึกษาตอนต้น

อำเภอป่าพอง จังหวัดขอนแก่น

วิลาสินี สุรวรรณ

อิทธิพลของความสัมพันธ์ในครอบครัวต่อภาวะซึมเศร้าในนักเรียนวัยรุ่นที่โรงเรียนสาธิต

ศรีนครินทร์วิโรฒประสานมิตร

รัตนภูมิ วัฒนปัญญาสกุล

ความสัมพันธ์ของความหุนหันพลันแล่นและพฤติกรรมการเล่นเกม ต่อการติดเกม

ในกลุ่มผู้เล่นเกมออนไลน์

ธนวินท์ หนูคงใหม่, ณัฏฐิณี จันทรัตน์นัย

ความชุกและปัจจัยเสี่ยงที่สัมพันธ์กับภาวะเหนื่อยล้าในการทำงานของ

บุคลากรทางการแพทย์สถาบันประสาทวิทยาในช่วงที่มีการแพร่ระบาดของไวรัสโควิด 2019

พิไลภัสสรณ์ ฉัตรชัยกุลศิริ

ปัจจัยการเลิกดื่มสุราและแนวโน้มช่วงเวลาในการเลิกดื่มสำเร็จของผู้มารับบริการ

ที่คลินิกสุขภาพใจโรงพยาบาลสระบุรีระหว่างปี พ.ศ. 2560-2562

สิทธิรัตน์ ตันจักรวรรานนท์

ฟื้นฟูวิชาการ

ภาวะเพื่อสับสนในโรคโควิด-19

ญาณิน ทิพากร, พร ทิทยากร

ดัชนีคำสำคัญ

ดัชนีชื่อผู้นิพนธ์

คำแนะนำสำหรับผู้นิพนธ์ (ปรับปรุงใหม่)

สารบัญวารสารสุขภาพจิตแห่งประเทศไทย

489

491

สำหรับผู้สนใจส่งบทความ
สามารถดูรายละเอียดได้ตามคิวอาร์โค้ดนี้



- 1 คำแนะนำสำหรับผู้นิพนธ์
- 2 Template รูปแบบการเขียนบทความ
- 3 หนังสือรับรองการส่งบทความ/ผลการวิจัย (ใบนำส่ง)
- 4 ขั้นตอนการใช้ระบบวารสารออนไลน์

อ่านบทความและส่งบทความได้ทาง:
www.tci-thaijo.org/index.php/jmht