บทที่ 4
ระเบียบวิธีวิจัย

4.1 ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

การศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างการใช้จ่ายทางการทหารและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจนี้ ใช้ข้อมูลทุติยภูมิแบบพาแนล (Panel data) เป็นรายปีย้อนหลัง 22 ปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2531 ถึงปี พ.ศ. 2552 จาก 73 ประเทศ รวมทั้งสิ้น 1,606 ตัวอย่างมีรายละเอียดดังนี้

4.1.1 ข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อประชากร ณ ราคาคงที่ปี พ.ศ. 2548 (GDP per capita at constant price) (หน่วย: ดอลลาร์สหรัฐ) จากฐานข้อมูลดัชนีการพัฒนาโลก (World Development Indicator: WDI)

4.1.2 ข้อมูลการใช้จ่ายทางการทหารในรูปแบบสัดส่วนของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (Share of GDP) (หน่วย: เปอร์เซ็นต์) จากสถาบันค้นคว้าวิจัยสันติภาพนานาชาติสตอกโฮล์ม (Stockholm International Peace Research Institute: SIPRI)

4.2 วิธีการวิจัย

การศึกษาครั้งนี้ใช้ข้อมูลพาแนล โดยกำหนดให้ตัวแปรผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศในรูปลอกการิทึมธรรมชาติแทนด้วย $\ln(\text{GDP})_{it}$ และตัวแปรการใช้จ่ายทางการทหารในรูปลอกการิทึมธรรมชาติแทนด้วย $\ln(\text{MIL})_{it}$ เป็นการลดความผันผวนของข้อมูล เพื่อให้ค่าของข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศและการใช้จ่ายทางการทหารมีความต่อเนื่องกัน โดยมีข้อมูลภาคตัดขวางจำนวน 73 ประเทศ และข้อมูลอนุกรมเวลาจำนวน 22 ปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2531 ถึงปี พ.ศ. 2552 ดังนั้น $i = 1, 2, ..., 73$ และ $t = 1, 2, ..., 22$

4.2.1 การทดสอบพาแนลยูนิทรูท (Panel unit root tests)

เนื่องจากข้อมูลพาแนลมีลักษณะของข้อมูลภาคตัดขวางและข้อมูลอนุกรมเวลาร่วมกัน จึงทำการทดสอบความนิ่งตัวแปร $\ln(\text{GDP})_{it}$ และ $\ln(\text{MIL})_{it}$ ก่อน เพื่อหลีกเลี่ยงข้อมูลที่มีค่าเฉลี่ย (Mean) และความแปรปรวน (Variance) ที่ไม่คงที่ในแต่ละช่วงเวลาที่แตกต่างกัน เพื่อไม่ให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (Spurious regression) โดยใช้วิธีของ Levin, Lin and Chu (LLC), Breitung, Im, Pesaran and Shin (IPS), Fisher type โดยใช้ ADF และ PP-test และ Hadri ที่กำหนดให้มีค่าคงที่ (Intercept) และแนวโน้มเวลา (Trend) แตกต่างกันไป

1. วิธีการทดสอบของ Levin, Lin and Chu (LLC) (2000)

สมมติฐานในการทดสอบคือ

$H_0 : \rho_i = 0$ (ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท)

$H_a : \rho_i < 0$ (ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท)

มีขั้นตอนการทดสอบ จากสมการ ADF ดังนี้

$$\Delta \ln(\text{GDP})_{it} = \rho_i \ln(\text{GDP})_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta \ln(\text{GDP})_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \qquad (4.1)$$

$$\Delta \ln(\text{MIL})_{it} = \rho_i \ln(\text{MIL})_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta \ln(\text{MIL})_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \qquad (4.2)$$

โดยที่ $\Delta \ln(\text{GDP})_{it}$ คือ ผลต่างของ $\ln(\text{GDP})_{it}$

$\Delta \ln(\text{MIL})_{it}$ คือ ผลต่างของ $\ln(\text{MIL})_{it}$

p_i คือ จำนวน Lag order ของ $\Delta \ln(\text{GDP})_{it}$ และ $\Delta \ln(\text{MIL})_{it}$

α_{mi} คือ เวกเตอร์ค่าสัมประสิทธิ์

d_{mt} คือ จำนวนของตัวแปรภายนอก

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

ขั้นตอนที่ 1 ถดถอยสมการ Augmented Dickey-Fuller (ADF) ในแต่ละหน่วยภาคตัดขวางตามสมการ (3.50) จากนั้นปรับส่วนที่เหลือ (Residual) เพื่อควบคุมความแปรปรวนระหว่างข้อมูลภาคตัดขวาง

ขั้นตอนที่ 2 คำนวณอัตราส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานระยะยาวกับระยะสั้น และในแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง โดยอัตราส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานระยะยาวคำนวณจาก $\hat{s}_i = \hat{\sigma}_{yi} / \hat{\sigma}_{\varepsilon i}$

ขั้นตอนที่ 3 คำนวณค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบข้อมูลพาแนล ตามสมการ (3.54) โดยการถดถอยแบบ Pooled regression

การพิจารณาค่าสถิติ ถ้าค่าสถิติ t_{ρ}^{*} ที่ได้จากการประมาณมีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ (Critical) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้าค่าสถิติ t_{ρ}^{*} ที่ได้น้อยกว่าค่าวิกฤติแสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

2. วิธีการทดสอบของ Im, Pesaran and Shin (IPS) (2003)

เป็นการทดสอบโดยใช้ Augmented Dickey-Fuller (ADF) ตามสมการ (4.1) และ (4.2) โดยสมมติฐานในการทดสอบคือ

$$H_0 : \rho_i = 0 \quad for \quad , \forall i \qquad \text{(ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท)}$$

$$H_a : \begin{cases} \rho_i < 0 & for \quad i = 1, 2, \ldots, N_1 \\ \rho_i = 0 & for \quad i = N_1 + 1, \ldots N \end{cases} \qquad \text{(ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท)}$$

จากข้อสมมติของ IPS ค่าสถิติที่ t_{IPS} ที่ใช้ทดสอบเป็นไปตามสมการ (3.62) คือ

$$t_{IPS} = \frac{\sqrt{N}\left(\bar{t} - \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} E\left[t_{iT} \mid \rho_i = 0\right]\right)}{\sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \mathrm{var}\left[t_{iT} \mid \rho_i = 0\right]}} \Rightarrow N(0,1) \qquad (3.62)$$

การพิจารณาค่าสถิติ ถ้าค่าสถิติ t_{IPS} ที่ได้จากการประมาณมีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ (Critical) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้าค่าสถิติ t_{IPS} ที่ได้น้อยกว่าค่าวิกฤติแสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

3. วิธีการทดสอบของ Fisher-type test (Maddala and Wu (1999) และ Choi (2001)

สมมติฐานที่ใช้ในการทดสอบ คือ

H_0 : ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

H_a : ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

ทดสอบโดยรวมค่า p-value ของค่าสถิติที่ใช้ทดสอบความนิ่งของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง จากสมการ ADF ตามสมการ (4.1) และ (4.2) นั้นจะได้ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบตามสมการ (3.67) และ (3.68) ดังนี้

$$P = -2\sum_{i=1}^{N} \ln p_i \rightarrow \chi^{2}{}_{2N} \qquad (3.67)$$

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}}\sum_{i=1}^{N} \Phi^{-1}(p_i) \qquad (3.68)$$

การพิจารณาค่าสถิติ ถ้าค่า P-statistic และ Z-statistic ที่ได้จากการประมาณมีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ (Critical) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้าทั้ง P-statistic และ Z-statistic ที่ได้น้อยกว่าค่าวิกฤติแสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

เมื่อทำการทดสอบพาแนลยูนิทรูทของตัวแปรผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อประชากร ณ ราคาคงที่ $\ln(\text{GDP})_{it}$ และการใช้จ่ายทางการทหาร $\ln(\text{MIL})_{it}$ โดยใช้วิธีการทดสอบทั้ง 3 วิธีดังกล่าวแล้ว จากนั้นทำการพิจารณาเปรียบเทียบผลการทดสอบดังกล่าว ถ้าข้อมูลที่ได้มีลักษณะ I(1) (Order of integration One) ที่ระดับเดียวกันสามารถนำข้อมูลดังกล่าวไปทดสอบความสัมพันธ์ในระยาวโดยใช้วิธีพาแนลโคอินทิเกรชัน

4.2.2 การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน (Panel cointegration tests)

เมื่อทำการทดสอบพาแนลยูนิทรูทแล้วพบว่าตัวแปรมีลักษณะไม่นิ่ง จึงนำมาทำการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันเพื่อทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างตัวแปร $\ln(\text{GDP})_{it}$ และ $\ln(\text{MIL})_{it}$ ด้วยวิธี Pedroni residual cointegration test ซึ่ง Pedroni (1999, 2000) และ Kao (1995) ได้ทำการศึกษาตามแบบของ Engle-Granger (1987) โดยกำหนดให้ $\ln(\text{GDP})_{it}$ เป็นตัวแปรตามและ $\ln(\text{MIL})_{it}$ เป็นตัวแปรอิสระ

สมมติฐานการทดสอบในกรณีที่ข้อมูลภาคตัดขวางทุกหน่วยมีลักษณะเหมือนกัน (Homogeneous) คือ

$$H_0 : \rho_i = 1 \qquad \text{(ไม่มีโคอินทิเกรชัน)}$$

$$H_a : (\rho_i = \rho) < 1 \qquad \text{(มีโคอินทิเกรชัน)}$$

ในกรณีที่ข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยมีลักษณะแตกต่างกัน (Heterogeneous) มีสมมติฐานการทดสอบ คือ

$$H_0 : \rho_i = 1 \qquad \text{(ไม่มีโคอินทิเกรชัน)}$$

$$H_a : \rho_i < 1 \qquad \text{(มีโคอินทิเกรชัน)}$$

โดยสมมติให้ค่าคงที่ (Intercept) และค่าแนวโน้ม (Trend) มีความแตกต่างกันระหว่างข้อมูลแต่ละหน่วย จากสมการ

$$\ln(\text{GDP})_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} \ln(\text{MIL})_{it} + e_{it} \qquad (4.3)$$

โดยที่ $t = 1, \ldots, 22, i = 1, \ldots, 73$ และกำหนดให้ $\ln(\text{GDP})_{it}$ และ $\ln(\text{MIL})_{it}$ นิ่งที่ระดับ 1^{st} Differential ทำการถดถอยสมการ (4.3) จะได้ส่วนที่เหลือ (Residual) จากนั้นทำการทดสอบส่วนที่เหลือดังกล่าวนิ่งที่ระดับ 1^{st} Differential

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ Pedroni ตามสมการ (3.127)

$$\frac{\aleph_{N,T} - \mu\sqrt{N}}{\sqrt{\upsilon}} \Rightarrow N(0,1) \qquad (3.127)$$

การพิจารณาคือ ถ้าค่าสถิติที่ได้จากการประมาณมีค่ามากกว่าค่าวิกฤติแสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลพาแนลไม่มีโคอินทิเกรชัน แต่ถ้าค่าสถิติที่ได้จากการประมาณมีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤตแสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลพาแนลมีโคอินทิเกรชัน

เมื่อทำการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันแล้วหากผลที่ได้ระบุว่าตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์กันก็จะสามารถประมาณค่าความสัมพันธ์ในแบบต่าง ๆ ได้ต่อไป

4.2.3 การประมาณค่าแบบจำลองพาแนล (Panel estimation)

ในขั้นตอนนี้จะเป็นการประมาณค่าแบบจำลองเพื่อดูขนาดอิทธิพลของตัวแปรการใช้จ่ายทางการทหาร $\ln(\text{GDP})_{it}$ ว่าส่งผลต่อตัวแปรผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อประชากร ณ ราคาคงที่ $\ln(\text{MIL})_{it}$ มากน้อยเพียงใด โดยใช้วิธีการประมาณค่า 3 วิธี ได้แก่ การประมาณค่าสัมประสิทธิการถดถอย (β) ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary least square: OLS), การประมาณค่าด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัตร (Dynamic ordinary least square: DOLS) และวิธีการโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized method of moments: GMM)

1. วิธีการประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square: OLS)

ทำการประมาณค่าตัวแปร $\ln(\text{GDP})_{it}$ และ $\ln(\text{MIL})_{it}$ ด้วยวิธี OLS จะได้ตัวประมาณ $\hat{\beta}_{OLS}$ จากสมการ (3.109) ดังนี้

$$\hat{\beta}_{OLS} = \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(\ln(\text{MIL})_{it} - \ln(\overline{\text{MIL}})_{i}\right)^{2}\right]^{-1} \times$$
$$\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(\ln(\text{MIL})_{it} - \ln(\overline{\text{MIL}})_{i}\right)\left(\ln(\text{GDP})_{it} - \ln(\overline{\text{GDP}})_{i}\right) \qquad (4.4)$$

โดยที่ i	คือ	จำนวนประเทศที่ทำการศึกษา $i = 1,\ldots,73$
t	คือ	จำนวนปีที่ทำการศึกษา $t = 1,\ldots,22$
$\ln(\text{GDP})_{it}$	คือ	ตัวแปรตาม
$\ln(\text{MIL})_{it}$	คือ	ตัวแปรอธิบาย
$\ln(\overline{\text{GDP}})_{i}$	คือ	ค่าเฉลี่ยของ $\ln(\text{GDP})_{it}$
$\ln(\overline{\text{MIL}})_{i}$	คือ	ค่าเฉลี่ยของ $\ln(\text{MIL})_{it}$

ซึ่งการประมาณค่าแบบจำลองที่มีสมมติฐานของค่าคงที่และสัมประสิทธิ์ที่แตกต่างกัน จึงต้องทดสอบว่าจะประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบใดระหว่างแบบจำลอง Fixed effects, แบบจำลอง Random effects หรือ แบบจำลอง Pooled estimator

1.1 แบบจำลอง Fixed effects

ทำการถดถอยเชิงเส้นอย่างง่ายที่กำหนดให้ค่าคงที่ (Intercept term) มีการผันแปรตามแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง จากสมการ (3.77) จะได้แบบจำลอง Fixed effects ของตัวแปร $\ln(\text{GDP})_{it}$ และ $\ln(\text{MIL})_{it}$ ดังนี้

$$\Delta\ln\left(\text{GDP}\right)_{it} = \alpha_i + \Delta\ln\left(\text{MIL}\right)'_{it}\,\beta + \varepsilon_{it} \qquad \varepsilon_{it} \sim IID(0,\sigma_\varepsilon^2) \qquad (4.5)$$

โดยมีข้อสมมติคือ $\ln\left(\text{MIL}\right)_{it}$ และ ε_{it} เป็นอิสระกันทุกค่า สามารถเขียนรูปแบบการถดถอยที่รวมเอาตัวแปรหุ่น (Dummy variable) สำหรับแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง i ในแบบจำลองได้ดังนี้

$$\Delta\ln\left(\text{GDP}\right)_{it} = \sum_{j=1}^{N}\alpha_i d_{ij} + \Delta\ln\left(\text{MIL}\right)'_{it}\,\beta + \varepsilon_{it} \qquad (4.6)$$

โดยที่ $d_{ij} = 1$ ถ้า $i = j$ และ $d_{ij} = 0$ ถ้า $i \neq j$

1.2 แบบจำลอง Random effects

ถ้ากำหนดให้ α_i เป็นตัวแปรสุ่ม (Random Factors) ที่เป็นอิสระและมีการแจกแจงในแต่ละหน่วย ดังนั้นจะได้แบบจำลอง Random effects ดังนี้

$$\Delta\ln\left(\text{GDP}\right)_{it} = \mu + \beta\Delta\ln\left(\text{MIL}\right)'_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \;\; \varepsilon_{it} \sim IID(0,\sigma_\varepsilon^2)\,;\alpha_i \sim IID(0,\sigma_\alpha^2) \qquad (4.7)$$

โดยที่ $\alpha_i + \varepsilon_{it}$ คือ ค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term) ที่ประกอบด้วยส่วนประกอบเฉพาะแต่ละหน่วยภาคตัดขวางที่ไม่มีการเปลี่ยนแปลงตามเวลาและส่วนที่เหลือ ซึ่งสมมติให้ไม่มีความสัมพันธ์กันตลอดช่วงเวลา

1.3 การประมาณแบบ Pooled estimator

เป็นการวิเคราะห์ที่สมมติให้ค่าคงที่และสัมประสิทธิ์ของตัวแปรในสมการมีค่าเท่ากันทุกหน่วยภาคตัดขวาง (Individual) และช่วงเวลา (Time) ที่พิจารณา จะได้แบบจำลองของ Pooled estimator จากสมการ (3.99) คือ

$$\Delta\ln\left(\text{GDP}\right)_{it} = \alpha_i + \Delta\ln\left(\text{MIL}\right)'_{it}\,\beta_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (4.8)$$

โดยที่ i คือ จำนวนประเทศที่ทำการศึกษา $i = 1, \ldots, 73$

t คือ จำนวนปีที่ทำการศึกษา $t = 1, \ldots, 22$

$\Delta \ln(\text{GDP})_{it}$ คือ เวกเตอร์ 1×1 ของตัวแปร $\ln(\text{GDP})_{it}$

$\Delta \ln(\text{MIL})_{it}$ คือ เวกเตอร์ $k \times 1$ ของตัวแปร $\ln(\text{MIL})_{it}$

β_{it} คือ เวกเตอร์ $k \times 1$ ของค่าสัมประสิทธิ์

α_i คือ จำนวนจริง (ค่าคงที่)

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

2. วิธีกำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัตร (Dynamic Ordinary Least Square: DOLS)

เป็นการประมาณการแบบ OLS ที่มีการเพิ่มพลวัตรเข้าไปในสมการ จึงเรียกว่าการประมาณค่าการเปลี่ยนแปลงเชิงพลวัตรแบบกำลังสองน้อยที่สุด (DOLS) จากสมการ (3.110)

$$y_{it} = x_{it}'\beta + \sum_{k=K_i}^{K_i} \gamma_{ik} \Delta x_{it-k} + \varepsilon_{it} \tag{3.110}$$

สมการประมาณค่า จากวิธีกำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัตร (DOLS) ได้จาก

$$\hat{\beta}_{OLS} = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} z_{it} z_{it}' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^{T} z_{it} \tilde{y}_{it} \right) \right] \tag{3.111}$$

โดยที่ $z_{it} = 2(K+1)x1$ และ $\tilde{y}_{it}' = y_{it} - \bar{y}_{it}$

ซึ่งการประมาณค่าแบบจำลองที่มีสมมติฐานของค่าคงที่และสัมประสิทธิ์ที่แตกต่างกัน จะทดสอบว่าจะประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบใดระหว่างแบบจำลอง Fixed effects, แบบจำลอง Random effects หรือ แบบจำลอง Pooled OLS ที่มีลักษณะเช่นเดียวกับ การประมาณค่าแบบ OLS ในข้อที่ 1.1, 1.2 และ 1.3

3. วิธีการโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized method of moments: GMM)

ทำการประมาณค่าพารามิเตอร์โดยตรงจาก Moment condition ที่ใส่ในแบบจำลองจากสมการพื้นฐาน

$$y_{it} = x_{it}'\beta + z_{it}'\gamma + u_{it} \tag{3.112}$$

สามารถเขียนได้เป็น

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \beta'\left(x_{it} - x_{i,t-1}\right) + \gamma'\left(z_{it} - z_{i,t-1}\right) + \left(u_{it} - u_{i,t-1}\right) \tag{3.113}$$

โดยที่ i คือ จำนวนประเทศที่ทำการศึกษา $i = 1, \ldots, 73$

t	คือ	จำนวนปีที่ทำการศึกษา $t = 1,...,22$
y_{it}	คือ	$\Delta \ln(\text{GDP})_{it}$
$y_{i,t-1}$	คือ	$\Delta \ln(\text{GDP})_{i,t-1}$
x_{it}	คือ	$\Delta \ln(\text{GDP})_{it}$
$x_{i,t-1}$	คือ	$\Delta \ln(\text{GDP})_{i,t-1}$
α_i	คือ	จำนวนจริง (ค่าคงที่)
ε_{it}	คือ	ค่าความคลาดเคลื่อน

ซึ่งการประมาณค่าแบบจำลองที่มีสมมติฐานของค่าคงที่และสัมประสิทธิ์ที่แตกต่างกัน จะทดสอบว่าจะประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบใดระหว่างแบบจำลอง Fixed effects, แบบจำลอง Random effects หรือ แบบจำลอง Pooled OLS ที่มีลักษณะเช่นเดียวกับ การประมาณค่าแบบ OLS ในข้อที่ 1.1, 1.2 และ 1.3

4.2.4 การหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะสั้น (Error Correction Mechanism: ECM)

ถ้าตัวแปรผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อประชากร ณ ราคาคงที่ $\ln(\text{GDP})_{it}$ และตัวแปรการใช้จ่ายทางการทหาร $\ln(\text{MIL})_{it}$ มีความสัมพันธ์กันในระยะยาว (มีโคอินทิเกรชัน) จะทำการหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะสั้นของตัวแปรทั้งสองเพื่อแสดงการปรับตัวของตัวแปรทั้งสองในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว จากสมการ (3.129) จะได้แบบจำลอง ECM ของ $\ln(\text{GDP})_{it}$ และ $\ln(\text{MIL})_{it}$ ดังนี้

$$\Delta \ln(\text{GDP})_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 u_{it-1} + \alpha_3 \Delta \ln(\text{MIL})_{it} + \alpha_4 \sum_{h=1}^{p} \Delta \ln(\text{MIL})_{it-h} + \alpha_5 \sum_{j=0}^{q} \Delta \ln(\text{GDP})_{it-j} + \varepsilon_{it} \tag{4.9}$$

โดยที่	Δ	คือ	อนุพันธ์ลำดับที่ 1
	ε_{it}	คือ	ตัวแปรความคลาดเคลื่อนแบบสุ่ม

4.2.5 การทดสอบความเป็นเหตุเป็นผล (Granger causality test)

เพื่อทดสอบว่าตัวแปรตัวแปรผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศต่อประชากร ณ ราคาคงที่ $\ln(\text{GDP})_{it}$ และตัวแปรการใช้จ่ายทางการทหาร $\ln(\text{MIL})_{it}$ มีความเป็นเหตุเป็นผลต่อกันหรือไม่ คือ $\ln(\text{GDP})_{it}$ ส่งผลต่อ $\ln(\text{MIL})_{it}$, $\ln(\text{MIL})_{it}$ ส่งผลต่อ $\ln(\text{GDP})_{it}$ หรือตัวแปรทั้งสองส่งผลซึ่งกันและกัน

ในการทดสอบความเป็นเหตุเป็นแบบพาแนลต้องมีการระบุความสัมพันธ์ของตัวแปรก่อน โดยมีสมมติฐานหลักคือไม่มีความเป็นเหตุเป็นผลกันระหว่างตัวแปร ดังนั้นจะได้สมการการทดสอบตามแบบจำลองเชิงเส้นดังนี้

$$\Delta \ln(\mathrm{GDP})_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{J} \delta_i^j \Delta \ln(\mathrm{GDP})_{it-j} + \sum_{j=1}^{J} \beta_i^j \Delta \ln(\mathrm{MIL})_{it-j} + \lambda_{it} ECT_{it-1} + \varepsilon_{yit} \qquad (4.10)$$

$$\Delta \ln(\mathrm{MIL})_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{J} \delta_i^j \Delta \ln(\mathrm{MIL})_{it-j} + \sum_{j=1}^{J} \beta_i^j \Delta \ln(\mathrm{GDP})_{it-j} + \lambda_{it} ECT_{it-1} + \varepsilon_{xit} \qquad (4.11)$$

โดยที่ $i = 1,...,22$ และ $t = 1,...,73$ ซึ่ง $\varepsilon_{i,i}$ มีลักษณะเป็น i.i.d $(0, \sigma_{\varepsilon,i})$

4.3 แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา

แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษานี้พิจารณาจากทฤษฎีการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจตามแบบจำลองของ Ramsey (The Ramsey Model) ที่รวมการใช้จ่ายทางการทหารเป็นส่วนหนึ่งของฟังก์ชันการผลิตตาม d’Agostino et al. (2011)

โดยฟังก์ชันความพอใจของครัวเรือนขึ้นอยู่กับการบริโภค สมมติให้ครัวเรือนมีการบริโภคและได้รับผลตอบแทนเป็นสินทรัพย์

$$MaxU = \int_0^{\infty} u[c(t)] e^{-\rho t} dt \qquad (4.12)$$

โดยที่ $c(t)$ คือ การบริโภคของครัวเรือน ณ เวลา t

ρ คือ อัตราคิดลด (Discount rate)

การศึกษานี้จะกำหนดให้ฟังก์ชันความพอใจอยู่ใจอยู่ในรูปความยืดหยุ่นของการทดแทนกันข้ามห้วงเวลาคงที่ (Constant Intertemporal Elasticity of Substitution: CIES) ดังนี้

$$u[c(t)] = \frac{c(t)^{(1-\theta)} - 1}{1-\theta} \qquad (4.13)$$

โดยที่ θ คือความยืดหยุ่นของความพอใจส่วนเพิ่มที่มีค่ามากกว่าศูนย์ $(\theta > 0)$ และมีค่าคงที่เท่ากับ $-\theta$ ดังนั้นความยืดหยุ่นของการทดแทนกันในฟังก์ชันความพอใจนี้จะเท่ากับ $\sigma = 1/\theta$

และครัวเรือนมีข้อจำกัดงบประมาณ (Budget constraint) คือ

$$\dot{a}(t) = w(t) + r(t)a(t) - c(t) \tag{4.14}$$

โดยที่	$\dot{a}(t) = \dfrac{da(t)}{dt}$	คือ	สินทรัพย์ที่เปลี่ยนแปลงไปเมื่อเวลาเปลี่ยนแปลง
	$a(t)$	คือ	สินทรัพย์สุทธิต่อบุคคล ณ เวลา t
	$w(t)$	คือ	ค่าจ้าง ณ เวลา t
	$r(t)$	คือ	ค่าเช่าที่แท้จริง ณ เวลา t

โดยที่ ค่าเช่าในรูปตัวเงินจะเท่ากับค่าเช่าในที่แท้จริงรวมกับค่าเสื่อม ดังนั้น

$$R(t) = r(t) + \delta$$

สำหรับฟังก์ชันการผลิตจะขึ้นอยู่กับทุน (Capital: K), แรงงาน (Labour: L), เทคโนโลยี (Technology: A) และการใช้จ่ายทางการทหาร (Military expenditure: M)

$$y(t) = Ak(t)^{1-\alpha} M(t)^{1-\alpha-\beta} \tag{4.15}$$

และสมการกำไรดังนี้

$$\pi = L(t)\left[Ak(t)^{1-\alpha} M(t)^{1-\alpha-\beta}\right] \text{-} \left[r(t)+\delta\right]k(t)L(t) - w(t)L(t) \tag{4.16}$$

ครัวเรือนจะแสวงหาอรรถประโยชน์สูงสุดภายใต้ข้อจำกัดงบประมาณตามสมการ (4.14) ดังนั้นสมการการเจริญเติบโตของการบริโภคที่ Steady state (γ_c) คือ

$$\gamma_c = \frac{\dot{c}(t)}{c(t)} = \frac{1}{\theta}\left[(1-\alpha)Ak(t)^{-\alpha} M(t)^{1-\alpha-\beta} - \delta - \rho\right] \tag{4.17}$$

สมการการเจริญเติบโตของทุนที่ Steady state (γ_k) คือ

$$\gamma_k = \frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = Ak(t)^{-\alpha} M(t)^{1-\alpha-\beta} - \delta - \frac{c(t)}{k(t)} \tag{4.18}$$

สมการการเจริญเติบโตของผลผลิตที่ Steady state (γ_y) คือ

$$\gamma_y = \frac{\dot{y}(t)}{y(t)} = (1-\alpha)Ak(t)^{-\alpha} M(t)^{1-\alpha-\beta} - \delta - \frac{c(t)}{k(t)} \tag{4.19}$$

จัดรูปสมการ (4.19) ใหม่ จะได้

$$\hat{\gamma}_y = \frac{\phi}{\bar{\gamma}}\hat{A} - \left[\frac{\alpha\phi}{\bar{\gamma}} - \frac{\bar{c}}{\bar{\gamma}\bar{k}}\right]\hat{k}(t) + (1-\alpha-\beta)\frac{\phi}{\bar{\gamma}}\hat{M}(t) - \frac{\bar{c}}{\bar{\gamma}\bar{k}}\hat{c}(t) \quad (4.20)$$

โดยที่ $\bar{\gamma} = (1-\alpha)\bar{A}\bar{K}^{-\alpha}\bar{M}^{1-\alpha-\beta} - \delta - \frac{\bar{c}}{\bar{k}}$, $\phi = (1-\alpha)\bar{A}\bar{K}^{-\alpha}\bar{M}^{1-\alpha-\beta}$

จากสมการ (4.20) จะเห็นได้ว่าการใช้จ่ายทางการทหาร $\left[M(t)\right]$ มีผลต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ (γ_y)