



Gender Wage Discrimination in the Thai Labor Market (in Thai)

Chatmanee Khorpetch

Fiscal Policy Research Institute Foundation, Bangkok, 10400, Thailand, E-mail: chatmanee@fispri.org

Kiriya Kulkolkarn*

Faculty of Economics, Thammasat University, Bangkok, 10200, Thailand, E-mail: kiriya@econ.tu.ac.th

This paper investigates the presence of gender wage differentials in the Thai labor market. A two-step approach (Heckman, 1979) was applied in estimating wage equations to avoid sample selection bias. The wage differential decomposition methods (Oaxaca, 1973; Cotton, 1988; Oaxaca and Ransom, 1994) were used. The data used were obtained from the Labor Force Survey, July-September 2008, conducted by the National Statistical Office of Thailand. The findings indicate that female workers received lower wages than male workers because of their gender not because they are less productive. On the contrary, the female workers were shown to be more productive than the men; the analysis indicates they would have earned higher wages than men. This is especially true in the age groups 15-24 and 25-54 years old. Although the wage gap was partly explained by a lower productivity of workers 55-60 years old, wage discrimination played a substantial role. Wage discrimination was worse in the younger than the older worker groups.

Keywords: gender discrimination, wage differentials, labor market in Thailand

JEL Classification: J16, J31

* Corresponding author: Kiriya Kulkolkarn, Ph.D., Faculty of Economics, Thammasat University, 2 Prachan Road, Pranakorn, Bangkok, 10200, Thailand. Tel: +66 2 6132434, Fax: +66 2 2249428, E-mail: kiriya@econ.tu.ac.th



การเลือกปฏิบัติทางเพศด้านค่าจ้างในตลาดแรงงานไทย

ฉัตรมณี ช้อเพชร

มูลนิธิสถาบันวิจัยนโยบายเศรษฐกิจการคลัง กรุงเทพฯ 10400 อีเมล: chatmanee@fispri.org

กิริยา กุลกลการ*

คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์ กรุงเทพฯ 10200 อีเมล: kiriya@econ.tu.ac.th

บทคัดย่อ

บทความนี้ตรวจสอบถึงการเลือกปฏิบัติทางเพศด้านค่าจ้างในตลาดแรงงานไทย โดยประมาณค่าจ้างสองขั้นตอนตามวิธีของ Heckman (1979) เพื่อแก้ไขปัญหาค่าความเอนเอียงที่เกิดจากการเลือกตัวอย่าง และจำแนกความแตกต่างของค่าจ้างตามวิธีของ Oaxaca (1973) Cotton (1988) และ Oaxaca and Ransom (1994) ข้อมูลที่ใช้มาจากโครงการสำรวจภาวะการทำงานของประชากรทั่วราชอาณาจักรในเดือนกรกฎาคม-กันยายน พ.ศ. 2551 ของสำนักงานสถิติแห่งชาติ ผลการศึกษาชี้ว่า สาเหตุที่แรงงานหญิงได้รับค่าจ้างต่ำกว่าแรงงานชายเกิดจากการเลือกปฏิบัติทางเพศ มิใช่เพราะผลการทำงานด้อยกว่าชาย ทั้งนี้กลับพบว่าแรงงานหญิงมีผลการทำงานสูงกว่าชายจึงควรจะได้รับค่าจ้างสูงกว่าแรงงานชาย โดยเฉพาะอย่างยิ่งในกลุ่มหนุ่มสาว (15-24 ปี) และกลุ่มวัยกลางคน (25-54 ปี) แม้จะพบสาเหตุความแตกต่างของค่าจ้างจากความด้อยประสิทธิภาพในแรงงานสูงวัย (55-60 ปี) แต่การเลือกปฏิบัติทางเพศมีผลมากเช่นกัน ความรุนแรงของการเลือกปฏิบัติทางเพศด้านค่าจ้างในกลุ่มแรงงานอายุน้อยมีมากกว่าในกลุ่มแรงงานสูงอายุ

คำสำคัญ: การเลือกปฏิบัติทางเพศ ความแตกต่างในค่าจ้าง ตลาดแรงงานไทย

บทนำ

แม้ว่าหญิงชายจะมีโอกาสในการทำงานและมีส่วนร่วมในเศรษฐกิจไทยเท่าเทียมกันมากขึ้นตามระดับการพัฒนาประเทศ แต่ค่าจ้างยังมีความแตกต่างกันอยู่ จากตัวเลขของสำนักงานสถิติแห่งชาติ โดยเฉลี่ยผู้ชายมีค่าจ้างต่อเดือนสูงกว่าผู้หญิงทั้งในภาคเอกชนและรัฐบาล ทุกสาขาอาชีพและทุกตำแหน่ง จึงเกิดประเด็นคำถามว่า ความแตกต่างค่าจ้างนี้มีสาเหตุมาจากความสามารถที่แตกต่างกันของหญิงชาย หรือเป็นการเลือกปฏิบัติทางเพศซึ่งเป็นการไม่ชอบธรรมที่จะนำไปสู่ความขัดแย้งในสังคมและส่งผลเสียต่อการพัฒนาเศรษฐกิจของประเทศ ความไม่เป็นธรรมนี้จะส่งผลให้แรงจูงใจในการเข้าสู่ตลาดแรงงานของผู้หญิงลดลง (Baldwin and Johnson, 1992) รวมถึงการลงทุนในทุนมนุษย์ทั้งในด้านการศึกษาและการพัฒนาศักยภาพในรูปแบบอื่นๆ Thomas (1997) และ Sinha, Raju, and Morrison (2007) ยังพบว่า ผู้หญิงจะใช้จ่ายเงินไปในทางที่เป็นประโยชน์ต่อลูกมากกว่าพ่อ ดังนั้นหากรายได้ของผู้หญิงต่ำ ผู้หญิงจะมีอำนาจต่อรองในครัวเรือนน้อย และการศึกษาและสุขภาพของลูกจะอยู่ในระดับต่ำ ส่งผลเสียต่อการพัฒนาเศรษฐกิจในระยะยาว รายได้ของผู้หญิงยังแปรผกผันกับจำนวนบุตร หากผู้หญิงมีรายได้ต่ำ ต้นทุนค่าเสียโอกาสในการมีบุตรจะต่ำ ส่งผลให้จำนวนประชากรสูง ทุนและรายได้ประชาชาติต่อหัวต่ำ และอัตราการเจริญเติบโตต่ำ (Galor and Weil, 1996)

ในทางทฤษฎี Becker (1957) มองว่าการเลือกปฏิบัติทางเพศเป็นความชอบหรือรสนิยม (taste discrimination) ผู้มีรสนิยมในการเลือกปฏิบัติทางเพศจะเต็มใจจ่ายเพิ่มเพื่อให้ได้ปฏิบัติตามความชอบนั้น การเลือกปฏิบัติอาจเกิดจากนายจ้าง ลูกค้า หรือเพื่อนร่วมงาน Phelps (1972) และ Arrow (1973) มองว่าการเลือกปฏิบัติทางเพศเกิดจากการคิดแบบเหมารวมว่าเพศนี้เป็นชนชั้นชนชั้นนี้เป็นผลจากการขาดข้อมูล ทำให้นายจ้างต้องอ้างอิงจากค่าเฉลี่ยของกลุ่ม หรือเรียกว่าการเลือกปฏิบัติสถิติ (statistical discrimination) เช่น โดยเฉลี่ยแล้วแรงงานหญิงมีโอกาสออกจากการงานในอัตราสูงกว่าชายเพราะเป็นเพศที่ตั้งครรภ์และเลี้ยงดูลูก ทำให้นายจ้างเลือกรับชายเข้าทำงานเป็นการเลือกปฏิบัติทางเพศต่อคนงานหญิงที่มีได้มีพฤติกรรมเช่นนั้น นอกจากนี้การกระจุกตัวของเพศหญิงในอาชีพใดอาชีพหนึ่ง อันเกิดจากแบบแผนและค่านิยมทางสังคมที่กำหนดบทบาทหญิงชายไว้แตกต่างกัน ส่งผลให้ผู้หญิงไม่สามารถเข้าสู่อาชีพที่ได้รับค่าจ้างที่สูงกว่า การกีดกันในอาชีพยังส่งผลให้ความยืดหยุ่นของเส้นอุปทานของแรงงานหญิงต่ำกว่าแรงงานชาย สอดคล้องกับพฤติกรรมที่นายจ้างกำหนดค่าจ้างแรงงานหญิงให้ต่ำกว่าแรงงานชาย

ตามแนวคิดของ Oaxaca (1973) การเลือกปฏิบัติทางเพศส่งผลให้โครงสร้างสมการค่าจ้างของชายและหญิงแตกต่างกัน ในการวัดขนาดความรุนแรงของการเลือกปฏิบัติทางเพศด้านค่าจ้างจึงสามารถวัดได้โดยการเปรียบเทียบโครงสร้างของสมการดังกล่าวกับโครงสร้างค่าจ้างที่ไม่มีการเลือกปฏิบัติทางเพศ สำหรับกรณีประเทศไทยพบการศึกษาเรื่องนี้เฉพาะในงานของ Mahatthanasomboon (1983) พบว่า การเลือกปฏิบัติทางเพศมีอยู่จริงในกลุ่มตัวอย่างเขตพื้นที่กรุงเทพมหานคร โดยคิดเป็นร้อยละ 50.2 ถึง 61.8 อย่างไรก็ตาม การศึกษาดังกล่าวใช้การประมาณแบบกำลังสองน้อยที่สุด (OLS) ซึ่งมีปัญหาความเอนเอียงอันเกิดจากการเลือกตัวอย่าง และใช้แนวคิดของ Oaxaca (1973) ในการวัดขนาดของการเลือกปฏิบัติทางเพศ ทำให้เกิดปัญหาความไม่ชัดเจนของโครงสร้างค่าจ้างที่ไม่มีการเลือกปฏิบัติทางเพศ ในบทความนี้มุ่งที่จะพัฒนาต่อยอดเครื่องมือในการวิเคราะห์เพื่อตรวจสอบประเด็นนี้ครอบคลุมบริบทตลาดแรงงานไทย โดยใช้ข้อมูลปีพ.ศ. 2551 จากสำนักงานสถิติแห่งชาติ การประมาณค่าค่าจ้างสองขั้นตอนตามวิธีของ Heckman (1979) เพื่อแก้ไขปัญหาความเอนเอียงอันเกิดจากการเลือกตัวอย่าง และจำแนกความแตกต่างของค่าจ้างตามวิธีของ Oaxaca (1973), Cotton (1988) และ Oaxaca and Ransom (1994) ที่กำหนดโครงสร้างค่าจ้างที่ไม่มีการเลือกปฏิบัติทางเพศแตกต่างกันออกไป ต่อก้าวต่อไปจะกล่าวถึงการประมาณสมการค่าจ้าง จากนั้นกล่าวถึงการวัดการเลือกปฏิบัติทางเพศด้านค่าจ้าง ข้อมูลและสถิติของกลุ่มตัวอย่างโดยสังเขป ผลการศึกษาและตอนสุดท้ายเป็นสรุปและข้อเสนอแนะ

แนวคิดและแบบจำลอง

ก่อนที่จะจำแนกการเลือกปฏิบัติทางเพศออกจากความแตกต่างของค่าจ้าง จำเป็นต้องประมาณสมการค่าจ้างก่อน เนื่องจากค่าจ้างที่สังเกตได้จะเป็นค่าจ้างของคนที่ตั้งใจเข้าสู่ตลาดแรงงานเท่านั้น จึงไม่สามารถสังเกตค่าจ้างของคนที่ยังอยู่นอกตลาดแรงงานได้ ดังนั้นหากการประมาณคิดเฉพาะค่าจ้างที่สังเกตได้ จะทำให้การประมาณมีความคลาดเคลื่อน ตัวอย่างเช่นแรงงานหญิงกลุ่มหนึ่งอาจตัดสินใจไม่เข้าสู่ตลาดแรงงานเพราะถูกเลือกปฏิบัติทางเพศ การละเลยค่าจ้างของแรงงานหญิงกลุ่มนี้จึงทำให้ขนาดการเลือกปฏิบัติทางเพศที่ประมาณได้คลาดเคลื่อนจากความเป็นจริง สิ่งที่สังเกตค่าได้คือการตัดสินใจเข้าหรือไม่เข้าสู่ตลาดแรงงานของแรงงานคนที่ i , Z_i โดย $Z_i = 1$ หากแรงงานตัดสินใจเข้าสู่ตลาดแรงงาน และหากแรงงานตัดสินใจไม่เข้าสู่ตลาดแรงงาน สามารถ

เขียนสมการการตัดสินใจเข้าสู่ตลาดแรงงานและสมการค่าจ้างได้ ดังนี้

$$Z_i^* = Y_i' \gamma + u_i \quad \text{กำหนดให้ } Z_i = 1 \text{ ถ้า } Z_i^* > 0 \text{ และ } Z_i = 0 \text{ ถ้า } Z_i^* \leq 0$$

$$W_i = X_i' \beta + \varepsilon_i \quad \text{และ } u, \varepsilon \sim N(0, 0, 1, \sigma_\varepsilon^2, \rho)$$

โดยที่ Z_i^* คือ เกณฑ์ในการตัดสินใจเข้าสู่ตลาดแรงงาน

W_i คือ ค่าจ้างของแรงงานในรูปลอกการอิทธิธรรมชาติ

Y_i คือ เวกเตอร์ของตัวแปรอธิบายของสมการการตัดสินใจเข้าสู่ตลาดแรงงาน

X_i คือ เวกเตอร์ของตัวแปรอธิบายของสมการค่าจ้าง

γ และ β คือ เวกเตอร์ของค่าสัมประสิทธิ์

u_i และ ε_i คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

ρ คือ ค่าสหสัมพันธ์ระหว่างค่าความคลาดเคลื่อนของทั้งสองสมการ

เนื่องจากค่าจ้างของแรงงานจะถูกสังเกตค่าได้ก็ต่อเมื่อแรงงานตัดสินใจเข้าสู่ตลาดแรงงาน

นั่นคือ W_i จะถูกสังเกตค่าได้ก็ต่อเมื่อ $Z_i^* > 0$ ดังนั้น

$$E(W_i | Z_i^* > 0) = E[W_i | u_i > -Y_i' \gamma] = E[X_i' \beta + \varepsilon_i | u_i > -Y_i' \gamma] = X_i' \beta + E[\varepsilon_i | u_i > -Y_i' \gamma]$$

สามารถเขียนได้ว่า

$$E(W_i | Z_i^* > 0) = X_i' \beta + \theta \lambda_i$$

โดยที่ $\theta = \rho \sigma_\varepsilon$ และ $\lambda_i = \frac{\phi(Y_i' \gamma)}{\Phi(Y_i' \gamma)}$ และเรียก λ_i ว่า inverse Mill's ratio ทั้งนี้สามารถเขียน

สมการค่าจ้างได้ดังนี้

$$W_i | Z_i^* > 0 = X_i' \beta + \theta \lambda_i + v_i \tag{1}$$

จากสมการที่ (1) การละทิ้งตัวแปร λ จะทำให้เกิดปัญหาความผิดพลาดจากการระบุแบบจำลอง (specification error) ทำให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่ประมาณค่าได้มีความเอนเอียง (biased) Heckman (1979) แก้ไขปัญหานี้โดยใช้วิธีการประมาณค่าแบบสองขั้นตอน (two-step estimation) ดังนี้

ขั้นตอนที่ 1 ประมาณค่าสมการตัดสินใจเข้าสู่ตลาดแรงงานด้วยวิธีภาวะความน่าจะเป็นสูงสุด (maximum likelihood estimation, MLE) เพื่อประมาณค่าค่าสัมประสิทธิ์ γ ซึ่งสามารถนำมาคำนวณหาค่า inverse Mill's ratio ได้ โดยใช้แบบจำลองโพรบิต (probit model) เพื่อประมาณค่าความน่าจะเป็นในการตัดสินใจเลือกและไม่เลือกเข้าสู่ตลาดแรงงาน ทั้งนี้ความน่าจะเป็นที่แรงงานจะตัดสินใจเข้าสู่ตลาดแรงงานเมื่อกำหนดค่าของตัวแปรอธิบายมาให้ จะมีค่าเท่ากับ

$$\text{Prob}(Z_i = 1 | Y_i) = \Phi(Y_i' \gamma)$$

ความน่าจะเป็นที่แรงงานจะตัดสินใจไม่เข้าสู่ตลาดแรงงานมีค่าเท่ากับ

$$\text{Prob}(Z_i = 0 | Y_i) = 1 - \Phi(Y_i' \gamma)$$

โดยที่ $\Phi(Y_i' \gamma)$ คือ ฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็นสะสมแบบปกติมาตรฐาน (standard normal cumulative distribution function, CDF)

ในการประมาณค่าแบบจำลองโพรบิตจะใช้วิธีภาวะความน่าจะเป็นสูงสุด โดยที่ฟังก์ชันความน่าจะเป็น (likelihood function) ประกอบด้วย ความน่าจะเป็นที่แรงงานจะตัดสินใจเข้าสู่ตลาดแรงงานและไม่เข้าสู่ตลาดแรงงาน แสดงโดย

$$L = \prod_{Z_i=0} (1 - \Phi(Y_i' \gamma)) \prod_{Z_i=1} \Phi(Y_i' \gamma)$$

เมื่อแปลงให้อยู่ในรูปของลอการิทึมธรรมชาติ (natural logarithm) จะได้ว่า

$$\ln L = \sum_{Z_i=0} (1 - \Phi(Y_i' \gamma)) + \sum_{Z_i=1} \Phi(Y_i' \gamma) \tag{2}$$

ภายใต้เงื่อนไขลำดับที่หนึ่ง (first order condition) ของสมการที่ (2) เพื่อหาค่าพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่า ที่ทำให้ฟังก์ชันความน่าจะเป็น (log likelihood function) มีค่าสูงสุด จะได้ว่า

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \gamma} = \sum_{Z_i=0} \frac{-\phi(Y_i' \gamma)}{1 - \Phi(Y_i' \gamma)} Y_{ij} + \sum_{Z_i=1} \frac{\phi(Y_i' \gamma)}{\Phi(Y_i' \gamma)} Y_i = 0$$

แก้สมการเพื่อหาค่าประมาณ $\hat{\gamma}$ และเมื่อแทนค่า $\hat{\gamma}$ จะได้สมการประมาณค่าของแบบจำลองโพรบิต ดังนี้

$$\text{Prob}(Z_i = 1 | Y_i) = \Phi(Y_i' \hat{\gamma})$$

จะเห็นได้ว่า เมื่อได้ค่าประมาณสัมประสิทธิ์ $\hat{\gamma}$ ก็จะสามารถคำนวณค่า $\Phi(Y_i' \hat{\gamma})$ (standard normal CDF) และ $\phi(Y_i' \hat{\gamma})$ (standard normal probability density function, PDF) ได้ จะทำให้สามารถคำนวณค่า inverse Mill's ratio เพื่อไปใช้ในสมการถดถอยในขั้นตอนที่ 2 ได้ รูปแบบสมการที่ใช้ในการประมาณค่าในขั้นตอนที่ 1 คือ

$$Z_i = f(\text{age}, \text{age_sq}, \text{educ}, \text{hh_head}, \text{married}, \text{fsize}, \text{child}, \text{municiple}) + \mu_i \tag{3}$$

โดยที่ Z_i คือ การตัดสินใจเข้าสู่ตลาดแรงงาน โดย $i = 1$ ถ้าเข้าสู่ตลาด, $i = 0$ ถ้าไม่เข้าสู่ตลาด age คือ อายุของแรงงาน (ปี)

age_sq คือ ค่ากำลังสองของอายุของแรงงาน (ปี²)

educ คือ จำนวนปีการศึกษาของแรงงาน (ปี) โดยเท่ากับ 0 ถ้าไม่มีการศึกษา, เท่ากับ 4 ต่ำกว่าประถมศึกษา, 6 ประถมศึกษา, 9 มัธยมศึกษาตอนต้น, 12 มัธยมศึกษาตอนปลาย, 14 อนุปริญญา และเท่ากับ 16 ถ้าอยู่ระดับมหาวิทยาลัย (ปริญญาตรี โท เอก)

hh_head คือ สถานภาพในครอบครัว ให้เท่ากับ 1 ถ้ามีสถานภาพเป็นหัวหน้าครัวเรือน และ 0 กรณีอื่นๆ

married คือ สถานภาพสมรส ให้เท่ากับ 1 กรณีสมรส และกรณีอื่นเป็น 0

fsize คือ จำนวนสมาชิกในครัวเรือน (คน)

child คือ จำนวนสมาชิกในครัวเรือนที่มีอายุ 0-6 ปี (คน)

municiple คือ เขตที่อยู่อาศัย เท่ากับ 1 ถ้าอาศัยในเขตเทศบาล และ 0 ถ้าอยู่นอกเขตเทศบาล
ขั้นตอนที่ 2 เป็นการประมาณสมการถดถอยของค่าจ้างด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดของตัวแปรอธิบาย X และ λ_i (คำนวณจากสมการการตัดสินใจเข้าสู่ตลาดแรงงาน) ที่มีต่อ W เพื่อหาค่าประมาณ β และ $\hat{\theta}$ การกำหนดให้ค่า inverse Mill's ratio เป็นตัวแปรอธิบายที่รวมอยู่ในสมการค่าจ้าง จะทำให้สามารถขจัดปัญหาที่เกิดจากความเอนเอียงของการเลือกตัวอย่างได้ แบบจำลองมีดังนี้

$$\begin{aligned} W_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{exp}_i + \beta_2 \text{exp_sq}_i + \beta_3 \text{educ}_i + \beta_4 \text{married}_i + \beta_5 \text{lbhourhat}_i \\ & + \sum_{j=6}^{13} \beta_j \text{occ_dummies}_i + \sum_{j=14}^{30} \beta_j \text{ind_dummies}_i + \sum_{j=31}^{33} \beta_j \text{region_dummies}_i \\ & + \theta \lambda_i + v_i \end{aligned} \tag{4}$$

นอกจากค่าจ้างจะขึ้นอยู่กับจำนวนชั่วโมงทำงานแล้ว จำนวนชั่วโมงทำงานยังขึ้นอยู่กับค่าจ้างด้วย ดังนั้น เพื่อหลีกเลี่ยงปัญหาความสัมพันธ์ที่เกี่ยวเนื่องแบบสองทาง ในที่นี้ใช้เทคนิค two-stage least square (หรือ instrumental variable) โดยประมาณการชั่วโมงการทำงานในสมการที่ (5) แล้วใช้ค่าพยากรณ์ของชั่วโมงการทำงาน ($lhourhat$) เป็นตัวแปรอธิบายสมการค่าจ้างดังสมการที่ (4)

$$lhour_i = \delta_0 + \delta_1 educ_i + \delta_2 married_i + \delta_3 child_i + \delta_4 otherjob_i + \sum_{k=5}^{12} \delta_k occ_dummies_i + \sum_{k=13}^{29} \delta_k ind_dummies_i + \eta_i \quad (5)$$

โดยที่ W_i คือ ค่าจ้างต่อเดือนของแรงงาน โดยรวมผลประโยชน์พิเศษที่ได้รับจากนายจ้าง และเงินได้อื่นๆจากการทำงานในรูปลอกการอิทธิพลธรรมชาติ

exp_i คือ อายุของแรงงานลบด้วยจำนวนปีการศึกษาของแรงงานและลบ 6 (ปี)

exp_sq_i คือ ค่ากำลังสองของ exp_i (ปี²)

$educ_i$ คือ จำนวนปีการศึกษาของแรงงาน (ปี) โดยค่าเท่ากับ 0 ถ้าไม่มีการศึกษา, 4 ต่ำกว่าประถมศึกษา, 6 ประถมศึกษา, 9 มัธยมศึกษาตอนต้น, 12 มัธยมศึกษาตอนปลาย, 14 อนุปริญญา และเท่ากับ 16 ถ้าอยู่ระดับมหาวิทยาลัย (ปริญญาตรี โท หรือเอก)

$married_i$ คือ สถานภาพสมรสของแรงงาน ค่าเท่ากับ 1 กรณีสมรส และ 0 ไม่สมรส

$lhour_i$ คือ ชั่วโมงทำงานต่อสัปดาห์ (ชั่วโมง)

$lhourhat_i$ คือ ค่าพยากรณ์ชั่วโมงการทำงานที่ได้จากสมการที่ (5) (ชั่วโมง)

$occ_dummies_i$ คือ ตัวแปรหุ่นอาชีพ โดยที่ $occ1$ คือ ผู้บัญญัติกฎหมาย ข้าราชการระดับอาวุโสและผู้จัดการ $occ2$ คือ ผู้ประกอบวิชาชีพด้านต่างๆ, $occ3$ คือ ผู้ประกอบวิชาชีพด้านเทคนิคสาขาต่างๆ, $occ4$ คือ เสมียน, $occ5$ คือ พนักงานบริการและพนักงานในร้านค้าและตลาด, $occ6$ คือ ผู้ปฏิบัติงานที่มีฝีมือในด้านการเกษตรและการประมง, $occ7$ คือ ผู้ปฏิบัติงานที่มีฝีมือและธุรกิจการค้าที่เกี่ยวข้อง, $occ8$ คือ ผู้ปฏิบัติการโรงงานและเครื่องจักร และผู้ปฏิบัติงานด้านการประกอบ และ $occ9$ คือ แรงงานที่ประกอบอาชีพด้านการขายและการให้บริการ

$ind_dummies_i$ คือ ตัวแปรหุ่นอุตสาหกรรม โดยที่ $ind1$ คือ เกษตรกรรม การล่าสัตว์และการป่าไม้, $ind2$ คือ การประมง, $ind3$ คือ การทำเหมืองแร่และเหมืองหิน, $ind4$ = แรงงานที่อยู่ในภาคอุตสาหกรรมการผลิต, $ind5$ คือ การไฟฟ้า ก๊าซ และประปา, $ind6$ คือ การก่อสร้าง, $ind7$ คือ การขายส่ง การขายปลีก การซ่อมแซมยานยนต์ รถจักรยานยนต์ ของใช้ส่วนบุคคล และของใช้ในครัวเรือน, $ind8$ คือ โรงแรมและภัตตาคาร, $ind9$ คือ การขนส่ง สถานที่เก็บสินค้า และการคมนาคม, $ind10$ คือ การเป็นสื่อกลางทางการเงิน, $ind11$ คือ ด้านสหสัมพันธ์ การให้เช่า และกิจกรรมทางธุรกิจ, $ind12$ คือ การบริหารราชการ และการป้องกันประเทศ รวมทั้งการประกันสังคมภาคบังคับ, $ind13$ คือ การศึกษา, $ind14$ คือ งานด้านสุขภาพ และงานสังคมสงเคราะห์, $ind15$ คือ กิจกรรมด้านบริการชุมชน สังคม, $ind16$ คือ ลูกจ้างในครัวเรือนส่วนบุคคล และ $ind17$ คือ องค์การระหว่างประเทศและองค์การต่างประเทศอื่นๆ และสมาชิก

$region_dummies_i$ คือ ตัวแปรหุ่นพื้นที่อาศัยและทำงานของแรงงาน โดยที่ bkk คือ กรุงเทพมหานคร, $central$ คือ ภาคกลาง, $north$ คือ ภาคเหนือ, $northeast$ คือ แรงงานที่มีที่อยู่อาศัยและทำงานในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ และ $south$ คือ ภาคใต้

λ_i คือ inverse Mill's ratio

$child_i$ คือ จำนวนสมาชิกในครัวเรือนที่มีอายุ 0-6 ปี

$otherjob_i$ คือ อาชีพเสริม

ทั้งนี้ ได้กำหนดคกลุ่มอ้างอิงของตัวแปรหุ่น คือ $occ9$, $ind4$ และ $northeast$ ส่วนผลการประมาณสมการที่ (3) และ (4) สามารถนำมาใช้คำนวณค่าจ้างโดยเฉลี่ยได้ดังนี้

$$\bar{w}_m = \bar{X}_m \beta_m + \hat{\theta}_m \bar{\lambda}_m$$

$$\bar{w}_f = \bar{X}_f \beta_f + \hat{\theta}_f \bar{\lambda}_f$$

โดยที่ \bar{w} คือ ค่าจ้างเฉลี่ยในรูปของลอการิทึมธรรมชาติ

\bar{X} คือ เวกเตอร์ของค่าเฉลี่ยของตัวแปรคุณลักษณะส่วนบุคคล

β คือ เวกเตอร์ของค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรคุณลักษณะส่วนบุคคลที่ประมาณได้

$\hat{\theta}$ คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของ inverse Mill's ratio ที่ประมาณได้

$\bar{\lambda}$ คือ ค่าเฉลี่ยของ inverse Mill's ratio

ความแตกต่างของค่าจ้างเฉลี่ยที่สังเกตได้ระหว่างแรงงานชายและหญิงแสดงดังสมการที่ (6) และความแตกต่างของค่าจ้างเฉลี่ยที่นายจ้างเสนอแก่แรงงานชายและหญิงดังสมการที่ (7) แสดงได้ดังนี้

$$\bar{w}_m - \bar{w}_f = \bar{X}_m \beta_m - \bar{X}_f \beta_f + \hat{\theta}_m \bar{\lambda}_m - \hat{\theta}_f \bar{\lambda}_f \quad (6)$$

$$(\bar{w}_m - \bar{w}_f) - (\hat{\theta}_m \bar{\lambda}_m - \hat{\theta}_f \bar{\lambda}_f) = \bar{X}_m \beta_m - \bar{X}_f \beta_f \quad (7)$$

การเลือกปฏิบัติทางเพศทำให้โครงสร้างสมการค่าจ้างของชายและหญิงแตกต่างกัน หากไม่มีการเลือกปฏิบัติทางเพศ ค่า $\hat{\beta}$ ที่ประมาณได้ของชายและหญิงจะเท่ากัน ความแตกต่างของ $\hat{\beta}$ จึงแสดงให้เห็นถึงการเลือกปฏิบัติทางเพศ โดย Oaxaca (1973) ได้แยกความแตกต่างของค่าจ้างระหว่างแรงงานชายและหญิงออกเป็น 2 ส่วน คือ ความแตกต่างของค่าจ้างที่เกิดจากคุณลักษณะส่วนบุคคล และที่เกิดจากการเลือกปฏิบัติทางเพศของนายจ้าง โดยพิจารณาเปรียบเทียบกับกรณีที่ไม่มีการเลือกปฏิบัติทางเพศแล้วถ่วงน้ำหนักด้วยค่าเฉลี่ยของของตัวแปรคุณลักษณะส่วนบุคคลจากสมการที่ (7) เราสามารถเขียนได้ดังนี้

$$(\bar{w}_m - \bar{w}_f) - (\hat{\theta}_m \bar{\lambda}_m - \hat{\theta}_f \bar{\lambda}_f) = (\bar{X}_m - \bar{X}_f) \beta^* + \bar{X}_m (\beta_m - \beta^*) + \bar{X}_f (\beta^* - \beta_f) \quad (8)$$

และกำหนดให้ $\beta^* = \Omega \beta_m + (I - \Omega) \beta_f$

โดยที่ β^* คือ เวกเตอร์ของค่าสัมประสิทธิ์ในกรณีที่ไม่มีการเลือกปฏิบัติทางเพศ

Ω คือ เมตริกซ์ค่าถ่วงน้ำหนัก

I คือ เมตริกซ์เอกลักษณ์

จากสมการที่ (8) ความแตกต่างของค่าจ้างเฉลี่ยที่นายจ้างเสนอระหว่างแรงงานชายและหญิง สามารถจำแนกออกได้เป็น 2 ส่วน คือ ส่วนแรก $(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \beta^*$ แสดงถึงความแตกต่างของค่าจ้างระหว่างแรงงานชายและหญิงที่เกิดจากความแตกต่างของคุณลักษณะส่วนบุคคล ส่วนที่สอง $\bar{X}_m (\beta_m - \beta^*)$ และ $\bar{X}_f (\beta^* - \beta_f)$ แสดงถึงความแตกต่างของค่าจ้างระหว่างแรงงานชายและหญิงที่เกิดจากการเลือกปฏิบัติทางเพศเทียบกับกรณีที่ไม่มีกรเลือกปฏิบัติทางเพศและถ่วงน้ำหนักด้วยค่าเฉลี่ยของของตัวแปรคุณลักษณะส่วนบุคคล

การศึกษาค้นคว้าครั้งนี้อาศัยแนวคิดของ Oaxaca (1973) Reimers (1983) Cotton (1988) Neumark (1988) และ Oaxaca and Ransom (1994) ในการกำหนดโครงสร้างค่าจ้างในกรณีที่ไม่มี การเลือกปฏิบัติทางเพศ เพื่อเปรียบเทียบผลการศึกษาที่ได้ว่ามีความแตกต่างกันหรือไม่ โดย Oaxaca กำหนดให้โครงสร้างค่าจ้างในกรณีที่ไม่มี การเลือกปฏิบัติทางเพศมีค่าเท่ากับโครงสร้างค่าจ้างชาย หรือโครงสร้างค่าจ้างหญิงก็ได้ นั่นคือ $\beta^* = \hat{\beta}_m$ และ $\beta^* = \hat{\beta}_f$ ตามลำดับ ในขณะที่ Reimers กำหนดให้โครงสร้างค่าจ้างกรณีไม่มี การเลือกปฏิบัติทางเพศมีค่าเท่ากับกึ่งกลางระหว่าง โครงสร้างค่าจ้างของแรงงานผิวขาวและแรงงานผิวดำ นั่นคือ $\beta^* = 0.5\hat{\beta}_w + 0.5\hat{\beta}_b$ Cotton มี แนวคิดคล้ายกับ Reimers แต่เห็นว่าควรให้น้ำหนักกับโครงสร้างค่าจ้างตามสัดส่วนของประชากร มิใช่ให้น้ำหนักเท่ากัน นั่นคือ $\beta^* = f_w\hat{\beta}_w + f_b\hat{\beta}_b$ โดยที่ f_w คือ สัดส่วนของแรงงานผิวขาวต่อ แรงงานทั้งหมด และ f_b คือ สัดส่วนของแรงงานผิวดำต่อแรงงานทั้งหมด จากแนวคิดดังกล่าวของ Reimers และ Cotton สามารถนำมาปรับใช้ในการกำหนดโครงสร้างค่าจ้างกรณีไม่มี การเลือกปฏิบัติ ทางเพศได้ กล่าวคือ โครงสร้างค่าจ้างกรณีไม่มี การเลือกปฏิบัติทางเพศตามแนวคิดของ Reimers และ Cotton จะมีค่าเท่ากับ $\beta^* = 0.5\hat{\beta}_m + 0.5\hat{\beta}_f$ และ $\beta^* = f_m\hat{\beta}_m + f_f\hat{\beta}_f$ ตามลำดับ ส่วน Neumark และ Oaxaca and Ransom มีความเห็นว่าโครงสร้างค่าจ้างกรณีไม่มี การเลือกปฏิบัติ ทางเพศควรมีโครงสร้างเหมือนโครงสร้างค่าจ้างที่ประมาณได้จากสมการค่าจ้างรวมของทั้งเพศชาย และหญิง นั่นคือ $\beta^* = \hat{\beta}_{m\&f}$ โดยที่ $\hat{\beta}_{m\&f}$ คือ เวกเตอร์ของค่าสัมประสิทธิ์ที่ประมาณได้ของแรงงาน ทั้งหมด (ทั้งเพศชายและหญิง)

ข้อมูล

การศึกษานี้ใช้ข้อมูลจากโครงการสำรวจภาวะการทำงานของประชากรที่วราชาณาจักร ของสำนักงานสถิติแห่งชาติ ระหว่างเดือนกรกฎาคม-กันยายน พ.ศ. 2551 โดยกลุ่มตัวอย่างเป็นผู้ อยู่ ในกำลังแรงงานอายุระหว่าง 15-60 ปี ที่เป็นลูกจ้างรัฐบาล ลูกจ้างรัฐวิสาหกิจ และลูกจ้างเอกชน (ไม่นับรวมผู้ทำงานส่วนตัว เพราะค่าจ้างไม่ชัดเจน) ข้อมูลมีลักษณะเป็นแบบภาคตัดขวาง และเป็นข้อมูลระดับบุคคลเฉพาะตัวบุคคล เนื่องจากบางรายให้ข้อมูลไม่สมบูรณ์ จึงมีจำนวนข้อมูลที่ ใช้ในการวิเคราะห์ 52,004 ตัวอย่าง จากจำนวนทั้งหมด 225,406 ตัวอย่าง โดยสาระสำคัญเกี่ยวกับ ข้อมูลที่ใช้มีดังนี้

1) กลุ่มตัวอย่างเพศชายมีสัดส่วนมากกว่าเพศหญิงเล็กน้อย โดยเพศชายมี 27,592 คน และเพศหญิงมีจำนวน 24,412 คน คิดเป็นร้อยละ 53 และร้อยละ 47 ของจำนวนตัวอย่างทั้งหมด ตามลำดับ

2) แรงงานชายได้รับค่าจ้างสูงกว่าแรงงานหญิง โดยแรงงานชายได้รับค่าจ้างเฉลี่ย 8,082 บาทต่อเดือน ขณะที่แรงงานหญิง 7,566 บาทต่อเดือน หรือคิดเป็นร้อยละ 93 ของค่าจ้างเฉลี่ย ของแรงงานชาย และแรงงานหญิงได้รับค่าจ้างเฉลี่ยต่ำกว่าแรงงานชายในทุกอาชีพ ยกเว้นอาชีพ ผู้บัญญัติกฎหมาย ข้าราชการระดับอาวุโส และผู้จัดการ

3) เมื่อพิจารณาประสบการณ์ในการทำงานที่เรียกว่า potential experience มีค่าเท่ากับ อายุของแรงงาน ลบจำนวนปีการศึกษาทั้งหมดถึงขั้นสูงสุด และลบด้วยจำนวนปีที่ยังไม่ได้เริ่ม เข้าเรียน (6 ปี) พบว่า แรงงานชายมีประสบการณ์เฉลี่ย 12.98 ปี มากกว่าแรงงานหญิงที่มี ประสบการณ์เฉลี่ย 11.73 ปี

4) แรงงานชายและหญิงที่ไม่มีการศึกษาหรือที่ศึกษาต่ำกว่าประถมศึกษา มีสัดส่วนไม่ต่างกันนัก

ในระดับประถมศึกษาขึ้นไปจนถึงอนุปริญญาแรงงานชายมีสัดส่วนสูงกว่าแรงงานหญิง ขณะที่แรงงานหญิงที่จบการศึกษาในระดับมหาวิทยาลัยมีสัดส่วนสูงกว่าแรงงานชายอย่างเห็นได้ชัด (ร้อยละ 31.6 และ ร้อยละ 18.4 ตามลำดับ) โดยเฉลี่ยแรงงานหญิงมีการศึกษา 10.25 ปี ขณะที่แรงงานชาย 9.45 ปี

5) แรงงานชายที่มีสถานภาพสมรสคิดเป็นร้อยละ 69 ของจำนวนแรงงานชายทั้งหมด สูงกว่าแรงงานหญิงที่คิดเป็นร้อยละ 63.8 ของจำนวนแรงงานหญิงทั้งหมด

6) แรงงานชายมีชั่วโมงการทำงานต่อสัปดาห์เฉลี่ยมากกว่าแรงงานหญิงเล็กน้อยโดยแรงงานชายคิดเป็น 46 ชั่วโมงต่อสัปดาห์ และแรงงานหญิง 45.2 ชั่วโมงต่อสัปดาห์

7) แรงงานชายส่วนใหญ่มีอาชีพเป็นผู้ปฏิบัติงานที่มีฝีมือและธุรกิจการค้าที่เกี่ยวข้อง คิดเป็นร้อยละ 22.4 ของจำนวนแรงงานชายทั้งหมด รองลงมาเป็นอาชีพการขายและการให้บริการขั้นพื้นฐาน และผู้ปฏิบัติการโรงงานและเครื่องจักรและผู้ปฏิบัติงานด้านการประกอบ คิดเป็นร้อยละ 17.4 และ 15.2 ตามลำดับ ขณะที่แรงงานหญิงส่วนใหญ่ทำงานอาชีพการขายและการให้บริการขั้นพื้นฐานโดยคิดเป็นร้อยละ 20.1 ของจำนวนแรงงานหญิงทั้งหมด รองลงมาคืออาชีพพนักงานบริการและพนักงานในร้านค้าและตลาด และเสมียน คิดเป็นร้อยละ 13.5 และ 12.8 ตามลำดับ

8) แรงงานส่วนใหญ่ทำงานในอุตสาหกรรมการผลิต สำหรับแรงงานชายคิดเป็นร้อยละ 20 และแรงงานหญิงร้อยละ 25.8 รองลงมา ได้แก่ อุตสาหกรรมบริการราชการ การป้องกันประเทศ รวมทั้งการประกันสังคมภาคบังคับ และอุตสาหกรรมก่อสร้าง ในกลุ่มแรงงานชาย ส่วนแรงงานหญิงเป็นด้านอุตสาหกรรมการศึกษา และอุตสาหกรรมเกษตรกรรม การล่าสัตว์ และการป่าไม้

9) แรงงานส่วนใหญ่มีพื้นที่อาศัยและทำงานอยู่ในภาคกลาง คิดเป็นร้อยละ 38 และร้อยละ 40 ของจำนวนแรงงานชายและหญิงทั้งหมด ตามลำดับ รองลงมาคือ ภาคเหนือ ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ และ ภาคใต้ ตามลำดับ

ผลการศึกษา

ผลการประมาณสมการค่าจ้างด้วยวิธีการประมาณสองขั้นตอนของ Heckman (1979) แสดงในตารางที่ 1 พบว่า ตัวแปรแลมด้า (λ) มีนัยสำคัญทางสถิติทั้งแรงงานชายและหญิง แสดงว่าหากประมาณค่าแบบจำลองด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด จะทำให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่ประมาณค่าได้มีความเอนเอียง ปัจจัยที่มีผลกระทบต่อค่าจ้างที่เป็นตัวเงินที่มีนัยสำคัญทางสถิติของทั้งแรงงานชายและหญิง ได้แก่ ประสบการณ์การทำงาน ระดับการศึกษา สถานภาพสมรส ชั่วโมงทำงานต่อสัปดาห์ อาชีพ อุตสาหกรรม และพื้นที่อาศัยและทำงานของแรงงาน โดยสัมประสิทธิ์ตัวแปรเหล่านี้มีเครื่องหมายสอดคล้องกับที่คาดหมายไว้ และมีค่าไม่เท่ากันระหว่างชายและหญิง ผลการศึกษาชี้ว่า ค่าจ้างชายและหญิงมีโครงสร้างแตกต่างกัน โดยค่าสัมประสิทธิ์ของบางตัวแปรของแรงงานชายสูงกว่าของแรงงานหญิง และบางตัวแปรของแรงงานหญิงสูงกว่าชาย และจากผลการคำนวณหาการเลือกปฏิบัติทางเพศโดยรวมของทุกตัวแปรชี้ว่า มีการเลือกปฏิบัติเกิดขึ้นกับทั้งเพศหญิงและเพศชาย

ตารางที่ 1 ผลการประมาณค่าของปัจจัยต่างๆ ที่มีผลกระทบต่อค่าจ้างที่เป็นตัวเงินของแรงงานชายและหญิง

| ตัวแปร | ผู้ชาย | | | ผู้หญิง | | |
|---------------|-----------------|----------------|------------|-----------------|----------------|------------|
| | ค่าสัมประสิทธิ์ | ค่าคลาดเคลื่อน | ค่าสถิติ Z | ค่าสัมประสิทธิ์ | ค่าคลาดเคลื่อน | ค่าสถิติ Z |
| | มาตรฐาน | | | มาตรฐาน | | |
| Exp | 0.0358*** | 0.0011 | 33.66 | 0.0430*** | 0.0010 | 42.2 |
| exp_sq | -0.0003*** | 0.0000 | -14.13 | -0.0007*** | 0.0000 | -26.75 |
| Educ | 0.0723*** | 0.0017 | 42.34 | 0.0890*** | 0.0022 | 40.19 |
| Married | 0.0672*** | 0.0084 | 8.04 | -0.0338*** | 0.0107 | -3.15 |
| Lbhourhat | 0.0353*** | 0.0027 | 13.1 | 0.0382*** | 0.0033 | 11.5 |
| occ1 | 0.7165*** | 0.0200 | 35.76 | 0.8619*** | 0.0266 | 32.42 |
| occ2 | 0.7808*** | 0.0189 | 41.29 | 0.8700*** | 0.0178 | 48.77 |
| occ3 | 0.6002*** | 0.0145 | 41.51 | 0.4627*** | 0.0156 | 29.65 |
| occ4 | 0.3879*** | 0.0168 | 23.06 | 0.3263*** | 0.0149 | 21.88 |
| occ5 | 0.1785*** | 0.0166 | 10.77 | 0.0882*** | 0.0159 | 5.53 |
| occ6 | 0.2518*** | 0.0179 | 14.04 | 0.3299*** | 0.0211 | 15.63 |
| occ7 | 0.1651*** | 0.0108 | 15.22 | -0.0381** | 0.0156 | -2.44 |
| occ8 | 0.2249*** | 0.0114 | 19.65 | 0.2034*** | 0.0180 | 11.29 |
| ind1 | -0.0462 | 0.0279 | -1.66 | -0.0774** | 0.0330 | -2.35 |
| ind2 | -0.1461*** | 0.0298 | -4.9 | -0.1777** | 0.0734 | -2.42 |
| ind3 | 0.1281*** | 0.0440 | 2.91 | 0.0767 | 0.0887 | 0.87 |
| ind5 | 0.7207*** | 0.0384 | 18.78 | 0.8038*** | 0.0643 | 12.51 |
| ind6 | 0.0065 | 0.0146 | 0.44 | 0.0846*** | 0.0220 | 3.84 |
| ind7 | -0.0333*** | 0.0119 | -2.8 | -0.0172 | 0.0153 | -1.13 |
| ind8 | -0.0104 | 0.0208 | -0.5 | 0.0478*** | 0.0181 | 2.65 |
| ind9 | 0.2442*** | 0.0174 | 14.07 | 0.2730*** | 0.0300 | 9.1 |
| ind10 | 0.4367*** | 0.0287 | 15.24 | 0.4718*** | 0.0314 | 15.02 |
| ind11 | -0.1088*** | 0.0200 | -5.43 | 0.1306*** | 0.0243 | 5.38 |
| ind12 | 0.3808*** | 0.0310 | 12.28 | 0.4461*** | 0.0440 | 10.14 |
| ind13 | 0.4758*** | 0.0312 | 15.24 | 0.4079*** | 0.0422 | 9.66 |
| ind14 | 0.2451*** | 0.0291 | 8.43 | 0.3746*** | 0.0296 | 12.66 |
| ind15 | 0.0862*** | 0.0288 | 2.99 | 0.1484*** | 0.0281 | 5.28 |
| ind16 | -0.1821*** | 0.0640 | -2.85 | -0.0833*** | 0.0224 | -3.71 |
| ind17 | 0.4477 | 0.2921 | 1.53 | 0.8756** | 0.3446 | 2.54 |
| Bkk | 0.4111*** | 0.0129 | 31.83 | 0.3904*** | 0.0134 | 29.22 |
| Central | 0.2392*** | 0.0088 | 27.04 | 0.2069*** | 0.0096 | 21.62 |
| North | 0.0069 | 0.0099 | 0.7 | -0.0321*** | 0.0106 | -3.02 |
| South | 0.2159*** | 0.0102 | 21.08 | 0.1171*** | 0.0112 | 10.5 |
| Lambda | -0.4649*** | .0458 | -10.16 | .2032*** | .0390 | 5.21 |
| Constant | 5.8750*** | 0.1484 | 39.6 | 5.0313*** | 0.1844 | 27.28 |
| Number of obs | 59158 | | | 68177 | | |
| Censored obs | 31566 | | | 43765 | | |

ตารางที่ 1 (ต่อ)

| | | |
|----------------|----------|----------|
| Uncensored obs | 27592 | 24412 |
| Wald chi2 | 27822.98 | 29571.18 |
| Prob > chi2 | 0.0000 | 0.0000 |

หมายเหตุ: ** และ *** หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 และ 99 ตามลำดับ
ที่มา: จากการคำนวณ

สำหรับค่าจ้างเฉลี่ยของแรงงานชายและหญิง (ที่นายจ้างเสนอ) ในรูปลอกการีมีธรรมชาติ มีค่าเท่ากับ 9.371 และ 8.745 คิดเป็นจำนวนเงินเท่ากับ 11,748 บาท และ 6,281 บาท ตามลำดับ ความแตกต่างของค่าจ้างเฉลี่ยระหว่างแรงงานชายและหญิงจึงมีค่าเท่ากับ 5,467 บาท สามารถ จำแนกความแตกต่างของค่าจ้างที่เกิดจากคุณลักษณะส่วนบุคคลและการเลือกปฏิบัติทางเพศได้ ดังตารางที่ 2

ตารางที่ 2 ผลการจำแนกความแตกต่างของค่าจ้างเฉลี่ยระหว่างแรงงานชายและหญิงในภาพรวม ประมาณสมการ ค่าจ้างด้วยวิธี Heckman two-step estimation

| ความแตกต่างของค่าจ้าง | Oaxaca (ผู้ชาย) | Oaxaca (ผู้หญิง) | Cotton | Oaxaca and Ransom |
|--|---------------------|---------------------|---------------------|-------------------------|
| ความแตกต่างของค่าจ้างระหว่างชายและหญิง | 0.626 ¹ | 0.626 ¹ | 0.626 ¹ | 0.626 ¹ |
| ความแตกต่างของคุณลักษณะส่วนบุคคล | -0.060 ² | -0.103 ² | -0.080 ² | -0.041 ² |
| | (-10) ⁴ | (-16) ⁴ | (-13) ⁴ | (-6) ⁴ |
| การเลือกปฏิบัติทางเพศ | 0.686 ³ | 0.729 ³ | 0.706 ³ | 0.667 ³ |
| | (110) ⁴ | (116) ⁴ | (113) ⁴ | (106) ⁴ |

หมายเหตุ: ¹ $(\bar{W}_m - \bar{W}_f) - (\hat{\theta}_m \bar{\lambda}_m - \hat{\theta}_f \bar{\lambda}_f)$

² $(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \beta^*$

³ $\bar{X}_m (\hat{\beta}_m - \beta^*) + \bar{X}_f (\beta^* - \hat{\beta}_f)$ โดยที่ β^* คือ เวกเตอร์ของค่าสัมประสิทธิ์ในกรณีที่ไม่มีการ

เลือกปฏิบัติทางเพศ ในกรณี Oaxaca (ผู้ชาย) $\beta^* = \beta_m$ Oaxaca (ผู้หญิง) $\beta^* = \beta_f$ Cotton $\beta^* = f_w \beta_w + f_b \beta_b$ และ Oaxaca และ Ransom $\beta^* = \beta_{m\&f}$

⁴ ตัวเลขในวงเล็บแสดงสัดส่วนเป็นร้อยละของความแตกต่างแต่ละประเภทต่อความแตกต่างของค่าจ้าง

ที่มา: จากการคำนวณ

จากแนวคิดของ Oaxaca (1973) หากสมมติให้โครงสร้างค่าจ้างชายเป็นโครงสร้างค่าจ้าง ในกรณีที่ไม่มีการเลือกปฏิบัติทางเพศ ความแตกต่างของค่าจ้างเฉลี่ยระหว่างแรงงานชายและหญิงที่

¹ $\bar{W}_m + \hat{\theta}_m \bar{\lambda}_m$

² $\bar{W}_f + \hat{\theta}_f \bar{\lambda}_f$

³ $e^{\ln(\bar{W}_m + \hat{\theta}_m \bar{\lambda}_m)}$

⁴ $e^{\ln(\bar{W}_f + \hat{\theta}_f \bar{\lambda}_f)}$

เกิดจากการเลือกปฏิบัติทางเพศคิดเป็นร้อยละ 110 ของความแตกต่างของค่าจ้างทั้งหมด อีกร้อยละ -10 เกิดจากความแตกต่างของคุณลักษณะส่วนบุคคลของแรงงานชายและหญิง คิดเป็นจำนวนเงิน $1.10 \times 5,467$ เท่ากับ 6,014 บาท และ $-0.10 \times 5,467$ เท่ากับ -547 บาท ตามลำดับ หมายความว่า หากไม่มีการเลือกปฏิบัติทางเพศ แรงงานหญิงควรได้รับค่าจ้างสูงกว่าแรงงานชาย 547 บาท

หากสมมติให้โครงสร้างค่าจ้างหญิงเป็นโครงสร้างค่าจ้างในกรณีที่ไม่มี การเลือกปฏิบัติทางเพศ พบว่า ความแตกต่างของค่าจ้างเฉลี่ยที่เกิดจากการเลือกปฏิบัติทางเพศจะสูงกว่าในกรณีที่สมมติให้โครงสร้างค่าจ้างชายเป็นโครงสร้างค่าจ้างในกรณีที่ไม่มี การเลือกปฏิบัติทางเพศ โดยคิดเป็นร้อยละ 116 ของความแตกต่างของค่าจ้างทั้งหมด อีกร้อยละ -16 เกิดจากความแตกต่างของคุณลักษณะส่วนบุคคลคิดเป็น $1.16 \times 5,467$ เท่ากับ 6,342 บาท และ $-0.16 \times 5,467$ เท่ากับ -875 บาท ตามลำดับ นั่นคือ หากไม่มีการเลือกปฏิบัติทางเพศ แรงงานหญิงควรได้รับค่าจ้างสูงกว่าแรงงานชาย 875 บาท

ตามแนวคิดของ Cotton (1988) กำหนดให้โครงสร้างค่าจ้างในกรณีที่ไม่มี การเลือกปฏิบัติทางเพศเป็น convex linear combination ระหว่างโครงสร้างค่าจ้างชายและโครงสร้างค่าจ้างหญิง นั้น ความแตกต่างของค่าจ้างเฉลี่ยที่เกิดจากการเลือกปฏิบัติทางเพศจะมีค่าเท่ากับร้อยละ 113 ส่วนอีกร้อยละ -13 เกิดจากความแตกต่างของคุณลักษณะส่วนบุคคล คิดเป็นจำนวนเงินได้ $1.13 \times 5,467$ เท่ากับ 6,178 บาท และ $-0.13 \times 5,467$ เท่ากับ -711 บาท ตามลำดับ หมายความว่า หากไม่มีการเลือกปฏิบัติทางเพศ แรงงานหญิงควรได้รับค่าจ้างสูงกว่าแรงงานชาย 711 บาท

ตามแนวคิดของ Oaxaca and Ransom (1994) กำหนดให้โครงสร้างค่าจ้างในกรณีที่ไม่มี การเลือกปฏิบัติทางเพศเท่ากับโครงสร้างค่าจ้างของแรงงานรวมทั้งชายและหญิง พบว่า ความแตกต่างของค่าจ้างเฉลี่ยที่เกิดจากการเลือกปฏิบัติทางเพศคิดเป็นร้อยละ 106 ของความแตกต่างของค่าจ้างทั้งหมด อีกร้อยละ -6 เกิดจากความแตกต่างของคุณลักษณะส่วนบุคคล คิดเป็นจำนวนเงินได้ $1.06 \times 5,467$ เท่ากับ 5,795 บาท และ $-0.06 \times 5,467$ เท่ากับ -328 บาท หากไม่มีการเลือกปฏิบัติทางเพศ แรงงานหญิงควรได้รับค่าจ้างสูงกว่าแรงงานชายเป็นจำนวนเงิน 328 บาท

ไม่ว่าจะใช้ข้อสมมติโครงสร้างค่าจ้างในกรณีที่ไม่มี การเลือกปฏิบัติทางเพศตามแนวคิดใดก็ตาม ผลการศึกษาชี้ว่า โดยรวมแล้วมีการเลือกปฏิบัติทางเพศด้านค่าจ้าง และสาเหตุที่แรงงานหญิงได้รับค่าจ้างต่ำกว่าแรงงานชายเกิดจากการเลือกปฏิบัติทางเพศเท่านั้น มิได้เกิดจากความแตกต่างของคุณลักษณะส่วนบุคคลของแรงงานชายและหญิง หากไม่มีการเลือกปฏิบัติทางเพศแล้วแรงงานหญิงจะได้รับค่าจ้างสูงกว่าแรงงานชาย

นอกจากนี้ หากจำแนกแรงงานตามช่วงอายุ ในที่นี้แบ่งออกเป็น 3 ช่วง คือ แรงงานวัยหนุ่มสาว (15-24 ปี) แรงงานวัยกลางคน (25-54 ปี) และแรงงานวัยสูงอายุ (55-60 ปี) พบว่า ตัวแปรแลมด้า มีนัยสำคัญทางสถิติในทุกช่วงอายุของแรงงานชาย นั่นคือ หากประมาณสมการค่าจ้างแรงงานชาย ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดจะเกิดปัญหาความเอนเอียงจากการเลือกตัวอย่าง เช่นเดียวกับกรณีแรงงานหญิงช่วงวัยหนุ่มสาว และช่วงวัยกลางคน กรณีนี้จึงต้องประมาณสมการค่าจ้างด้วยวิธี Heckman two-step estimation ส่วนในกรณีแรงงานหญิงวัยสูงอายุพบว่า ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ นั่นคือ การประมาณสมการค่าจ้างแรงงานหญิงในช่วงวัยสูงอายุด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดจะไม่เกิดปัญหาความเอนเอียงจากการเลือกตัวอย่าง จึงใช้การประมาณสมการค่าจ้างด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดได้ ผลการศึกษาพบว่า การเลือกปฏิบัติทางเพศด้านค่าจ้างในแรงงานหญิงสูงวัยมีน้อยกว่าในแรงงานกลุ่มที่อายุน้อยกว่าดังแสดงในตารางที่ 3

ตารางที่ 3 ผลการวิเคราะห์ความแตกต่างของค่าจ้างระหว่างแรงงานชายและแรงงานหญิงจำแนกตามอายุ

| จำแนกความแตกต่างของค่าจ้าง | Oaxaca (ผู้ชาย) | Oaxaca (ผู้หญิง) | Cotton | Oaxaca and Ransom |
|--|--------------------|---------------------|------------------|-------------------------|
| <u>แรงงานวัยหนุ่มสาว</u> | | | | |
| ความแตกต่างของค่าจ้างระหว่างชายและหญิง | 0.038 | 0.038 | 0.038 | 0.038 |
| ความแตกต่างของคุณลักษณะส่วนบุคคล | -0.132 (-345) | -0.171 (-445) | -0.150 (-390) | -0.133 (-347) |
| การเลือกปฏิบัติทางเพศ | 0.170 (445) | 0.209 (545) | 0.188 (490) | 0.172 (447) |
| <u>แรงงานวัยกลางคน</u> | | | | |
| ความแตกต่างของค่าจ้างระหว่างชายและหญิง | 0.634 | 0.634 | 0.634 | 0.634 |
| ความแตกต่างของคุณลักษณะส่วนบุคคล | -0.025 (-4) | -0.070 (-11) | -0.047 (-7) | -0.010 (-1) |
| การเลือกปฏิบัติทางเพศ | 0.659 (104) | 0.704 (111) | 0.681 (107) | 0.644 (101) |
| <u>แรงงานวัยสูงอายุ</u> | | | | |
| ความแตกต่างของค่าจ้างระหว่างชายและหญิง | 1.274 | 1.274 | 1.274 | 1.274 |
| ความแตกต่างของคุณลักษณะส่วนบุคคล | 0.136 (11) | 0.054 (4) | 0.103 (8) | 0.140 (11) |
| การเลือกปฏิบัติทางเพศ | 1.138 (89) | 1.220 (96) | 1.171 (92) | 1.134 (89) |

หมายเหตุ: คำนวณเหมือนตารางที่ 2

ที่มา: จากการคำนวณ

กรณีแรงงานวัยหนุ่มสาว พบว่า ค่าจ้างเฉลี่ยของแรงงานชายและหญิงในรูปลอกกรีมัธยมชาติมีค่าเท่ากับ 8.871 และ 8.833 คิดเป็นจำนวนเงิน 7,126 บาท และ 6,858 บาท ตามลำดับ ดังนั้น ความแตกต่างของค่าจ้างเฉลี่ยระหว่างแรงงานชายและหญิงจึงมีค่า 7,126-6,858 เท่ากับ 268 บาท โดยความแตกต่างของค่าจ้างที่เกิดจากการเลือกปฏิบัติทางเพศตามแนวคิดต่างๆ อยู่ในช่วงร้อยละ 445 ถึง ร้อยละ 545 ของความแตกต่างของค่าจ้างทั้งหมด คิดเป็น 4.45X268 เท่ากับ 1,193 บาท ถึง 5.45X268 เท่ากับ 1,461 บาท ตามลำดับ ขณะที่ความแตกต่างของค่าจ้างที่เกิดจากความแตกต่างของคุณลักษณะส่วนบุคคลคิดเป็นร้อยละ -345 ถึง -445 คิดเป็น -3.45X268 เท่ากับ -925 บาท ถึง -4.45X268 เท่ากับ -1,193 บาท ตามลำดับ นั่นคือ หากไม่มีการเลือกปฏิบัติทางเพศด้านค่าจ้าง แรงงานหญิงควรได้รับค่าจ้างสูงกว่าแรงงานชายคิดเป็นจำนวนเงิน 925 ถึง 1,193 บาท จากการคำนวณในทำนองเดียวกันในกรณีแรงงานวัยกลางคน พบว่า มีการเลือกปฏิบัติทางเพศเช่นกัน โดยแรงงานหญิงควรได้รับค่าจ้างสูงกว่าแรงงานชาย 89 บาท ถึง 979 บาท ขณะที่กรณีกลุ่มแรงงานวัยสูงอายุ พบว่า หากสมมติว่าไม่มีการเลือกปฏิบัติทางเพศ แรงงานหญิงก็ยังคงได้รับค่าจ้างต่ำกว่าแรงงานชาย 823 ถึง 2,263 บาท เนื่องด้วยความแตกต่างด้านคุณลักษณะส่วนบุคคลระหว่างแรงงานชายและหญิง

สรุปและข้อเสนอแนะ

การศึกษากการเลือกปฏิบัติทางเพศด้านค่าจ้างในตลาดแรงงานไทยครั้งนี้ ใช้ข้อมูลจากโครงการสำรวจภาวะการทำงานของประชากร สำนักงานสถิติแห่งชาติ สำรวจระหว่างเดือนกรกฎาคม-กันยายน พ.ศ. 2551 โดยศึกษาเฉพาะผู้อยู่ในกำลังแรงงานอายุระหว่าง 15 - 60 ปี ที่เป็นลูกจ้างรัฐบาล ลูกจ้างรัฐวิสาหกิจ และลูกจ้างเอกชน ทั้งเพศชายและหญิง และเลือกใช้วิธีการประมาณค่าแบบสองขั้นตอน ของ Heckman (1979) ในการประมาณสมการค่าจ้างของแรงงานชายและหญิง เพื่อแก้ไขปัญหาความเอนเอียงจากการเลือกตัวอย่าง และใช้แนวคิดการจำแนกความแตกต่างของค่าจ้างของ Oaxaca (1973) Cotton (1988) และ Oaxaca and Ransom (1994)

สาเหตุที่แรงงานหญิงได้รับค่าจ้างต่ำกว่าแรงงานชายไม่ได้เกิดจากความแตกต่างของคุณลักษณะส่วนบุคคล หากแต่เกิดจากการเลือกปฏิบัติทางเพศ ทำให้แรงงานหญิงได้รับค่าจ้างต่ำกว่าแรงงานชาย ข้อค้นพบนี้สอดคล้องกันในแรงงานหญิงช่วงวัยหนุ่มสาวและวัยกลางคน ส่วนในวัยสูงอายุพบว่า ความแตกต่างในค่าจ้างมีผลมาจากความแตกต่างในคุณลักษณะบุคคลร่วมด้วย นอกเหนือจากผลของการเลือกปฏิบัติทางเพศที่เป็นสาเหตุหลักที่อธิบายความแตกต่างค่าจ้าง ผลการศึกษาข้างชี้ให้เห็นว่า การเลือกปฏิบัติทางเพศด้านค่าจ้างมีความรุนแรงในกลุ่มแรงงานที่อายุน้อย

ผลการศึกษาขั้นต้นชี้ให้เห็นว่า มีการเลือกปฏิบัติทางเพศด้านค่าจ้างในตลาดแรงงานไทย แรงงานหญิงถูกเลือกปฏิบัติให้ได้รับค่าจ้างต่ำกว่าแรงงานชาย รัฐบาลควรให้ความสำคัญในเรื่องนี้อย่างจริงจัง โดยดูแลไม่ให้เกิดการกีดกันแรงงานหญิงที่สมรสแล้ว (marriage discrimination) หรือหญิงมีครรภ์ (pregnancy discrimination) ให้ได้รับการปฏิบัติเท่าเทียมกันกับผู้สมัครงานหรือพนักงานอื่นๆ และพิจารณาที่ความสามารถเป็นหลัก ทั้งนี้ควรแก้ปัญหาในกลุ่มแรงงานอายุน้อยก่อนเพราะเป็นกลุ่มที่มีความรุนแรงในการเลือกปฏิบัติทางเพศสูงที่กว่ากลุ่มอื่นๆ อย่างไรก็ตาม งานศึกษานี้ครอบคลุมเฉพาะค่าจ้างของแรงงานในระบบ แต่มีความเป็นไปได้ที่จะมีการเลือกปฏิบัติทางเพศของแรงงานนอกระบบด้วย และอาจมีความรุนแรงมากกว่าที่พบกับแรงงานในระบบ กฎหมายแรงงานในปัจจุบันให้ความคุ้มครองเฉพาะกับแรงงานในระบบ แต่มีแรงงานหญิงจำนวนมากที่ทำงานนอกระบบและไม่ได้ได้รับความคุ้มครอง รวมถึงไม่ได้รับประโยชน์จากประกันสังคม การบังคับใช้พระราชบัญญัติคุ้มครองผู้รับงานไปทำที่บ้าน พ.ศ. 2553 รวมถึงการเปิดโอกาสให้แรงงานนอกระบบสามารถเข้าร่วมประกันสังคมได้จึงถือว่าเป็นเรื่องดี

การศึกษาในอนาคต ควรศึกษาความเป็นไปได้ในการใช้ affirmative action ที่กำหนดโควตาสัดส่วนแรงงานแต่ละเพศเพื่อสร้างสมดุลระหว่างแรงงานชายและหญิง กรณีนี้พบในประเทศนอร์เวย์ที่กำหนดให้บริษัททุกแห่งที่มีคณะกรรมการบริหารมากกว่า 5 คน ต้องจ้างแรงงานเพศใดเพศหนึ่งไม่เกินร้อยละ 60 ของแรงงานทั้งหมด เป็นต้น นอกจากนี้ ควรศึกษาเรื่องการเลือกปฏิบัติทางเพศด้านอื่นๆ ด้วย เช่น การจ้างงาน การเลื่อนตำแหน่ง เป็นต้น รวมถึงศึกษาแยกย่อยไปว่ามีการเลือกปฏิบัติที่เกิดจากสถานภาพสมรส อาชีพ และอุตสาหกรรมหนึ่งๆ หรือไม่ โดยในทางเทคนิคจำเป็นต้องคิดค้นวิธีการแก้ไขปัญหาความเอนเอียงอันเนื่องมาจากการเลือกกลุ่มตัวอย่าง เพราะไม่สามารถสังเกตข้อมูลของแรงงานที่ไม่เข้าสู่ตลาดแรงงานที่จำแนกตามสถานภาพสมรส อาชีพ และอุตสาหกรรมได้

เอกสารอ้างอิง

- Arrow, K. J. 1973. "The theory of discrimination." In O. Ashenfelter and A. Rees. (eds.). **Discrimination in Labor Markets**. Princeton, NJ: Princeton University Press, 3-42.
- Becker, G. S. 1957. **The Economics of Discrimination**. Chicago: University of Chicago Press.
- Baldwin, M. and W. G. Johnson. 1992. "Estimating the employment effects of wage discrimination." **The Review of Economics and Statistics** 74 (3): 446-455.
- Cotton, J. 1988. "On the decomposition of wage differentials." **The Review of Economics and Statistics** 70 (2): 236-243.
- Galor, O. and D. N. Weil. 1996. "The gender gap, fertility and growth." **American Economic Review** 86 (1): 374-387.
- Heckman, J. J. 1979. "Sample selection bias as a specification error." **Econometrica** 47 (1): 153-161.
- Neumark, D. 1988. "Employers' discrimination behavior and the estimation of wage discrimination." **Journal of Human Resource** 23 (3): 279-295.
- Oaxaca, R. L. 1973. "Male-female wage differentials in urban labor markets." **International Economic Review** 14 (4): 693-709.
- Oaxaca, R. L. and M. R. Ransom. 1994. "On discrimination and the decomposition of wage differentials." **Journal of Econometrics** 61 (1): 5-21.
- Mahatthanasomboon, P. 1983. **Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Market: Bangkok Metropolis**. Master Thesis in Economics, Thammasat University.
- Phelps, E. 1972. "The statistical theory of racism and sexism." **American Economic Review** 62 (4): 659-661.
- Reimers, C. W. 1983. "Labor market discrimination against Hispanic and black men." **The Review of Economics and Statistics** 65 (4): 570-579.
- Sinha, N., D. Raju, and A. Morrison. 2007. "Gender equality, poverty and economic growth." **World Bank Policy Research Working Paper No. 4349**. The World Bank, Washington, D.C.
- Thomas, D. 1997. "Income, expenditures and health outcomes: Evidence on intra-household resource allocation." In L. Haddad, J. Hoddinott, and H. Alderman. (eds.). **Intra-household Resource Allocation in Developing Countries: Models, Methods, and Policy**. Baltimore: John Hopkins Press, 142-164.