تقدير العائد على التعليم
في حالة عدم التو افق الرأسي في سوق العمل

د. أُبَيّ أحمد الأمين

قسم الاقتصاد
كلية إدارة الأعمال
جامعة الملك فيصل، الأحساء
المملكة العربية السعودية

الملخص

عدم التوافق الرأسي للتعليم في سوق العمل يعني أن يعمل الفرد في وظيفة تحتاج لعدد سنوات تعليم تختلف عن عدد السنوات التي أكملها. هذه الدراسة تحلل أثر عدم التوافق الرأسي على الأجور باستخدام بيانات مقطعية من المسح التتبعي لسوق العمل في ثلاث دول في منطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا، هي الأردن، تونس ومصر. تم استخدام طريقة العزوم المعممة في تقدير العائد على التعليم وتقدير العائد على عدد السنوات التي تصنع عدم التوافق في التعليم. نتائج الدراسة ترجح أن عائد سنوات التعليم على الأجر متقارب بين الدول الثلاث ويتراوح بين 7% و9% لكل سنة إضافية في الدراسة. من ناحية أخرى، فإن العائد على زيادة التعليم ونقص التعليم غير معنوي. بالتالي فان الأفراد يحصلون على عائد عدد السنوات المحدد للوظيفة التي يعملون بها، وهو ما يصنع جزاء في الأجر في حالة التعليم الزائد يعادل 8% لكل سنة إضافية في زيادة التعليم. تقترح الدراسة ضرورة تفعيل برامج سوق العمل النشطة لتقليل تراكم حالات عدم التوافق وتعديل اللوائح والقوانين لتقليل فجوة الأجور. يجب تعزيز الترابط المؤسسي بين قطاع التعليم وقطاع الأعمال لتطوير المناهج التعليمية بما يتناسب مع احتياجات سوق العمل.

الكلمات المفتاحية: *طريقة العزوم المعممة، الأجور، عائد التعليم، عدم التوافق الراسي، جزاء في الأجر.*

المقدمة

من مؤشرات كفاءة سوق العمل قدرة السوق على جمع الأفراد الباحثين عن عمل مع الوظائف المناسبة لهم من حيث المهارات ومستويات التعليم. أسواق العمل الفعالة تحقق جودة توافق Quality of Matching عالية، والتي تتأثر بدورها بالعوامل الاقتصادية المحلية والعالمية. بالنسبة للخريجين يوثر ذلك على المستقبل الوظيفي عندما يتم الانتقال من الدراسة إلى سوق العمل. مثلا التخرج في المراحل المختلفة للدورات الاقتصادية، ففي فترات الانكماش أو الكساد تطول فترة البطالة بعد التخرج ويكون احتمال قبول الخريج لوظيفة غير متوافقة مع مستوى تعليمه أكبر. في فترات الرواج يجب أن يكون للخريجين المهارات المناسبة لسوق العمل لتغطية الطلب على الوظائف حتى لا يحدث عجز أو فائض في أعداد الخريجين في مجالات معينة فتزداد البطالة الهيكلية ويرتفع احتمال قبول بعض الخريجين وظائف لا تتناسب مع مستوى تعليمهم فتزيد نسبة عدم توافق التعليم في سوق العمل. إذا من أهم العوامل التي ترفع من كفاءة سوق العمل وقدرته على توظيف رأس المال البشري في الدولة عملية دراسة قدرة السوق على جمع الباحثين عن عمل مع الوظائف المناسبة لهم من حيث مستوى التعليم والمهارات. التوافق في سوق العمل من المتغيرات المهمة على مستوى الاقتصاد الجزئي التي لها تأثير قوي على أداء الاقتصاد الكلي والرفاهية الاقتصادية.

يركز جانب كبير من دراسات سوق العمل على توافق التعليم، حيث يعتبر أكثر مقاييس المهارات سهولة في القياس، كما أنه يلعب دوراً أساسياً في التوظيف بالنسبة للخريجين في بداية السلم الوظيفي. ينقسم عدم توافق التعليم

* تم استلام البحث في أبريل 2022، وقبل للنشر في يوليو 2022، وسيتم نشره في ديسمبر 2023.
© المنظمة العربية للتنمية الإدارية - جامعة الدول العربية، 2023، ص ص 23- 40، (معرف الوثائق الرقمي): DOI: 10.21608/AJA.2022.135649.1237

إلى قسمين، عدم التوافق الأفقي ويحدث عندما يختلف مجال تعليم الفرد عن مجال الوظيفة التي يعمل بها، وعدم توافق رأسي ويحدث عندما يختلف مستوى تعليم الفرد أو عدد سنوات دراسته عن تلك المطلوبة للوظيفة التي يعمل بها. أثبتت العديد من الدراسات أن الخريج الذي يدخل سوق العمل بوظيفة غير جيدة التوافق مع مستوى التعليم الذي تحصل عليه أو في مجال مختلف عن مجال تخصصه يعاني من تبعات طويلة الأمد قد تمتد لما يقارب تسع سنوات (Summerfield & Theodossiou, 2017)، مما يسبب العديد من المشاكل للفرد، كإطالة الفترة الزمنية للبحث عن عمل، وعدم الاستقرار الوظيفي، وعدم الرضا الوظيفي وانخفاض الأجر.

تهدف هذه الدراسة إلى قياس تأثير عدم التوافق الرأسي في سوق العمل على الأجر في عينات من بعض الدول في منطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا. تم استخدام بيانات المسح التتبعي لسوق العمل في كل من المملكة الأردنية، تونس وجمهورية مصر العربية. حيث تم جمع البيانات في فترات زمنية متقاربة في تلك الدولة مما يمكن من عملية استخدامها مقارنتها في هذه الدراسة. يتبع البحث المنهج الكمي باستخدام أساليب الاقتصاد القياسي الجزئي التطبيقي، وذلك لتقدير تأثير عدد سنوات التعليم التي أكملها الفرد على الأجر في سوق العمل، أو ما يعرف اقتصاديًا بالعائد على التعليم Return to Education. الهدف الثاني، والأهم، لهذه الدراسة هو تقدير تأثير عدم توافق الرأسي في التعليم على الأجر، وذلك بتقدير العائد على عدد سنوات تعليم الفرد الزائدة أو الناقصة عن متطلبات الوظيفة التي يعمل بها. نسبة لأن عدد سنوات التعليم في كل النماذج متغيرات داخلية، ذلك لارتباطها بالخطأ العشوائي في المعادلة، تتبع الدراسة أسلوب تقدير المتغيرات المساعدة Instrumental Variables (IV) Estimation Methods. تستخدم الدراسة طريقة العزوم المعممة Generalized Method of Moments (GMM) لتقدير العائد على التعليم والعائد على عدم توافق التعليم.

تتميز هذه الدراسة عن الدراسات الأخرى المماثلة بأنها تناقش مشكلتي تقدير العائد على التعليم وتقدير العائد على زيادة التعليم في حالة عدم التوافق الرأسي في سوق العمل معا في أطار واحد، وتتبع منهجية الاقتصاد القياسي الجزئي التطبيقي في التقدير. بالتالي فإن إطار الدراسة والمنهجية المتبعة معا يساعدان على فهم علاقة الأجور بمستوى التعليم للأفراد في سوق العمل بشكل أوسع وأعمق مقارنة بالدراسات التطبيقية السابقة. حيث إن أغلب الدراسات المماثلة المتوفرة في أدبيات الاقتصاد الجزئي واقتصاديات العمل، كما يتضح في قسم البحوث الدراسات السابقة أدناه، تركز على مشكلة واحدة فقط دون الأخرى، إما تقدير العائد على التعليم أو تقدير العائد على زيادة التعليم. من مميزات هذه الدراسة أيضا أنها تستخدم طريقة العزوم المعممة التكرارية للتحكم في مشكلة العلاقات الباطنية في النموذج، حيث إن أغلب الدراسات المماثلة المتوفرة تطبق طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين. لم تتوفر لدى الباحث معلومات عن دراسات سابقة تقدر أثر عدم توافق التعليم على الأجور في الدول العربية، لذلك تعتبر هذه الدراسة من أوائل الدراسات في المنطقة العربية التي تبحث أثر عدم التوافق الرأسي في التعليم على الأجر بأسلوب كمي يتبع منهجية متقدمة في الاقتصاد القياسي.

هذه الدراسة مساهمة كبيرة للمكتبة العربية في تطوير البحوث التطبيقية في الاقتصاد الجزئي وتساهم في سد الفجوة في المعرفة للباحثين في هذا المجال. أهمية الدراسة كبيرة في أدبيات الاقتصاد في الدول العربية وتساهم بشكل كبير في فهم تأثير عدم توافق التعليم على الأفراد العاملين في سوق العمل. تناقش الدراسة مشكلة اقتصادية واسعة الانتشار عالميًا وإقليميًا، وتستخدم في ذلك أساليب تقدير متقدمة. لذلك فإن نتائج هذه الدراسة مهمة ومرجعية للباحثين في مجال الاقتصاد والتعليم على حد السواء، ومفيدة لأصحاب القرارات والمشرعين. القسم التالي يستعرض مشكلة الدراسة وأسباب صعوبة تقدير عائد التعليم في دراسات الاقتصاد القياسي الجزئي التطبيقي. القسم الثالث يستعرض البحوث والدراسات السابقة، يليه القسم الذي يشرح نموذج التقدير. البيانات المستخدمة ونتائج التقدير تمت كتابتها في القسمين الخامس والسادس على التوالي. القسم السابع والأخير يحتوي التوصيات.

عقبات تقدير عائد التعليم في الاقتصاد القياسي الجزئي التطبيقي

مفهوم العائد على سنوات التعليم وطرق تقديره

نظرية رأس المال البشري في الاقتصاد تحدد أن عائد الفرد من التعليم موجب ويتناسب طرديًا مع أعلى مستوى تعليم تم الحصول عليه. بمعنى أن الأفراد الذين لهم عدد سنوات تعليم أكثر يكون العائد على التعليم لهم أكبر. التعليم في المقابل يتأثر بقرارات الفرد وقدراته. الأفراد الذين لهم قدرات أعلى أكثر ميلاً للاستمرار في التعليم من غيرهم. حسب

النظرية الاقتصادية الجزئية دوافع الاستمرار في التعليم تتحدد بناء على عدة عوامل منها: المنفعة المتوقعة من التعليم مثل الأجر، والمكانة الاجتماعية، وتحقيق الطموح الشخصي وغيرها؛ تكلفة التعليم والتي تشمل رسوم الدراسة وتكلفة الفرصة البديلة مثل الأجر والزمن المضحى به خلال فترة الدراسة؛ القدرات الفردية والعوامل الأسرية والاجتماعية والثقافية؛ الأنظمة التعليمية في الدولة؛ الدورات الاقتصادية. قرار الفرد للاستمرار في التعليم يتم عن طريق تعظيم القيمة الحالية Present Value للعائد المتوقع من التعليم خلال فترة حياته بعد إكمال الدراسة، وهذا يعتمد على معدل الخصم. إذا كان معدل الخصم مرتفعاً يكون العائد المتوقع في المستقبل منخفضًا مقابل ارتفاع تكلفة التعليم الحالية فيتجه الأفراد لسوق العمل بشكل أكبر ويتركون الدراسة. أما إذا كان معدل الخصم منخفضًا تكون توقعات الأفراد للعائد المستقبلي مرتفعة مقابل انخفاض تكلفة التعليم الحالية فيتجهون لمواصلة الدراسة.

بافتراض ثبات العوامل الاقتصادية الأخرى وأن قرارات الأفراد لمواصلة التعليم تعتمد على تقييم العائد المتوقع، المنفعة، مقابل تكلفة الدراسة. يتوقف الفرد عن الدراسة وينتقل إلى سوق العمل عندما تتساوى المنفعة الحدية للتعليم مع التكلفة الحدية، فيكون بذلك قد أكمل العدد الأمثل لسنوات التعليم الخاصة به. كما أوضح (Card, 2001) فإن قرار الفرد i لتحديد العدد الأمثل لسنوات التعليم التي يجب أن يدرسها يكمن تمثيله بالمعادلة: $b_i - k_1 s = r_i + k_2 s$,

حيث إن الطرف الأيسر يمثل العائد الحدي للسنة الدراسية s والطرف الأيمن يمثل التكلفة الحدية لتلك السنة، وتمثل تكلفة الفرد الخاصة r_i بالإضافة إلى تكلفة الرسوم الدراسة للسنة s. في الطرف الأيسر b_i تمثل عائد الفرد i من التعليم مطروحا منه العائد الذي تمت التضحية به. معادلة التوازن هذه تختلف من فرد لآخر في المجتمع، نسبة لوجود التمييز i في الطرفين. بحل النموذج نجد أن عائد الفرد من التعليم يساوي:

$$\delta_i = b_i \left(1 - \frac{k_1}{k_1 + k_2}\right) + r_i \left(\frac{k_1}{k_1 + k_2}\right).$$

ولا يكون متساويا لجميع الأفراد في المجتمع إلا إذا انطبق أحد الشرطين التاليين أو كلاهما: أن تتساوي فرص التعليم، وفي هذه الحالة تكون $k_2 = 0$ و r_i ثابتة لكل الأفراد فيصبح العائد مساويا قيمة r الثابتة. أو تتساوى قدرات الأفراد، وذلك يعني أن $K_1 = 0$ وأن b_i ثابتة، فيصبح العائد مساويا لقيمة ثابته b. هذه الافتراضات صعبة التنفيذ في الواقع.

لصعوبة انطباق الشرطين أعلاه يختلف عائد التعليم بين الأفراد، مما يخلق مشكلة عدم تجانس Heterogeneity، وينعكس ذلك على إمكانية تقدير عائد التعليم من بيانات الأفراد في سوق العمل على مستوى الاقتصاد القياسي الجزئي. نموذج الانحدار الذي يستخدم في تقدير العائد على التعليم يأخذ الشكل التالي:

$$\log(\text{salary}_i) = \delta_s s_i + w_i' \delta + \nu_i. \quad (1)$$

حيث w_i' متجه المتغيرات الخاصة بالفرد *i* في العينة والذي يجب أن يحتوي على متغيري العمر والخبرة بالصيغة التربيعية حسب (Harmon et al., 2003) مع بعض متغيرات أخرى. المتجه δ يحتوي على المعالم الخاصة بالمتغيرات في w_i والقاطع. S_i هو عدد سنوات الدراسة التي أكملها الفرد i و δ_s العائد على سنوات الدراسة. $\text{Log (salary}_i)$ هو اللوغاريتم الطبيعي للأجر الحقيقي بعد استبعاد أثر التضخم والدورات الاقتصادية. تفسر المعلمة δ_s، بعد ضربها في 100، بأنها النسبة المئوية للزيادة في الأجر عند زيادة عدد سنوات التعليم بمقدار سنة دراسية واحدة. يجب أن تكون العينة شاملة لمختلف القيم الممكنة لعدد سنوات الدراسة والأجر.

استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية Ordinary Least Squares (OLS) Method ينتج مقدرًا متحيزًا وغير متسقًا للمعلمة δ_s. ذلك يعني أن النموذج يعاني من مشكلة عدم التجانس غير المشاهد Unobserved Heterogeneity، وينتج ما يعرف في اقتصادات العمل بتحيز القدرة ability bias. في الاقتصاد القياسي يصنف تحيز القدرة على أنه نوع من أنواع تحيز المتغيرات المحذوفة Omitted Variables Bias والذي يحدث عندما يكون هناك عامل من العوامل في الخطأ العشوائي في النموذج لا يمكن قياسه كميا.

من مصادر التحيز الإضافية في المعادلة خطأ القياس في متغير عدد سنوات التعليم، والذي إن وجد يُعد سببًا إضافيًا لجعل متغير عدد سنوات التعليم متغيرًا داخليًا في النموذج. تكون أثار هذه المشكلة كبيرة لأن متغير عدد سنوات التعليم

متغير متقطع ومحدود، عند عدد سنوات تعليم القليلة تكون الأخطاء موجبة في الأغلب وعند عدد سنوات التعليم المرتفعة تكون الأخطاء سالبة في الأغلب. حسب (Card, 2001) فإن مقدر طريقة OLS يكون متحيزاً للأدنى بسبب مشكلة المتغيرات المحذوفة ومتحيزاً للأعلى بسبب خطأ القياس. ليس من الممكن افتراض أن هذه التحيزات تزول وتلغي بعضها، لان حجم كل تحيز غير معروف. مع وجود مشكلة تحيز القدرة دوما في النموذج تكون مشكلة التقدير أكثر تعقيدا من حال وجود مشكلة خطأ قياس للمتغير عدد سنوات التعليم S_i. لذلك فمن الضروري عدم اعتماد مقدرات طريقة OLS لتقدير عائد سنوات التعليم على الأجر. بالإضافة إلى ذلك فإن مسوحات سوق العمل يكون فيها أفراد من مختلف الأجيال، والذين يكونون قد أكملوا سنوات تعليمهم في حقب مختلفة، وهو ما يخلق مصدراً إضافياً للاختلافات بين المفردات. حظوظ الخريجين في سوق العمل وقرارات التعليم ربما تختلف بين هذه الأجيال تأثرًا بعوامل الدورات الاقتصادية عند التخرج وغيرها. بالإضافة إلى ذلك، العينة في مسوحات سوق العمل تغطي مناطق جغرافية متعددة. لذلك يجب إضافة متغير العمر ومتغيرات صورية للمناطق الجغرافية ضمن المتغيرات المستقلة وإبقائها في النموذج حتى وإن كانت غير معنوية، ذلك لأن إسقاطها من النموذج ربما يعقد مشكلة الاختلافات غير المشاهدة بشكل أكبر.

مفهوم العائد على عدم تو افق التعليم

توفر أساليب الاقتصاد القياسي العديد من طرق التقدير التي يمكن استخدامها لدراسة العوامل المؤثرة على توافق التعليم في سوق العمل. في مجال الاقتصاد القياسي الجزئي التطبيقي، اقترح دانكان وهوفمان Duncan and Hoffman النموذج التالي لتقدير أثر عدم توافق التعليم على الأجر:

$$log\ (salary) = \delta_r s_r + \delta_o s_o + \delta_u s_u + w'\delta + v. \quad (2)$$

حيث S_r عدد سنوات التعليم المطلوبة للوظيفة، S_o القيمة المطلقة لعدد سنوات التعليم الزائدة، وS_u القيمة المطلقة لعدد سنوات التعليم الناقصة. يتم تقدير النموذج لعينة من الأفراد من العاملين في القوى العاملة الفاعلة في الدولة. إذا كان الفرد يعمل في وظيفة متوافقة بسنوات تعليم مطلوبة مساوية لعدد سنوات تعليم الفرد، تكون S_r مساوية لعدد سنوات تعليم الفرد وقيمتا S_o وS_u مساويتان للصفر. فيتم تقدير عائد تطابق التعليم على أجره. إذا كان الفرد يعمل في وظيفة تحتاج عدد سنوات تعليم أقل (حالة زيادة التعليم) تكون قيمة S_o مساوية للفرق بين S_r وعدد سنوات تعليم الفرد بينما تكون قيمة S_u مساوية للصفر. أما إذا كان الفرد يعمل في وظيفة تحتاج عدد سنوات تعليم أكثر (حالة نقص التعليم) تكون قيمة S_u مساوية للفرق بين S_r وعدد سنوات تعليم الفرد بينما تكون قيمة S_o مساوية للصفر. المعالم δ_r، δ_u و δ_o هي العائد على التعليم المطلوب للوظيفة، العائد على زيادة التعليم والعائد على نقص التعليم، على التوالي. المتجه w يحتوي على قيم المتغيرات المستقلة التي يمكن أن يكون جزء منها خاصة بالفرد في العينة مثل العمر وعدد سنوات الخبرة (كلاهما بالصيغة التربيعية) والنوع، الحالة الاجتماعية وغيرها، مع بعض المتغيرات الخاصة بالوظيفة أو الشركة التي يعمل بها الفرد، كذلك يحتوي متجه المعالم على للقاطع δ هو متجه المعالم الخاصة بهذه المتغيرات. أنظر (Leuven & Oosterbeek, 2011) للمزيد من التفصيل.

نظرية رأس المال البشري في الاقتصاد ترجح أن لعدم توافق التعليم، خاصة زيادة التعليم، جزاء في الأجر Wage Penalty. بالتالي فإن من المتوقع أن تكون قيمة المعلمة δ_o أقل من قيمة المعلمة δ_r إذا كان العائد على سنوات زيادة التعليم أقل من العائد على التعليم في حالة التوافق. كذلك من المتوقع أن تكون أن تكون قيمة δ_u سالبة. من الممكن كذلك أن تكون المعلمتان δ_u وδ_o غير معنويتان، أو إحداهما على الأقل غير معنوية. في هذه الحالة يكون الفرد الذي يعمل في وظيفة غير متوافقة لا ينال أي عائد على عدد السنوات الزائدة أو عدد السنوات الناقصة في التعليم، وبالتالي ينال جزاء في الأجر أكبر.

تقدير المعادلة 2 باستخدام طريقة OLS ينتج مقدرات متحيزة وغير متسقة أيضا. مشكلتا تحيز القدرة وخطأ القياس تؤثران على عملية التقدير. من المرجح كذلك أن يكون العاملون في وظائف تحتاج مستوى تعليم أقل، بعبارة أخرى الأفراد الذين هم في حالة زيادة تعليم، لهم مهارات أقل من أقرانهم الذين يعملون في وظائف متوافقة. مشكلة التحيز في المعادلة 2 أكبر من مشكلة التحيز في المعادلة 1 لعدة أسباب منها، إذا كان توزيع الأفراد على الوظائف ليس عشوائيا ويخضع لعوامل غير مشاهدة في النموذج سيكون مقدر العائد على سنوات التعليم المطلوبة للوظيفة متحيزا وغير متسق. إذا العوامل غير المشاهدة

متأثرة أيضا بعوامل خاصة بالمنشآت التي يعمل بها الأفراد في العينة وآليات ملء الوظائف الشاغرة في سوق العمل على مستوى المنشأة. المعادلة 2 في هذه الحالة تحتوي على ثلاثة متغيرات مرتبطة بالخطأ العشوائي بدلا عن متغيرين فقط.

في نموذج العائد على عدم توافق التعليم يوجد مصدر تحيز إضافي يسمى تحيز التصنيف Classification Bias، وينتج لأن المقياس المستخدم لقياس عدد سنوات عدم توافق التعليم مقياس شخصي Subjective Measure يعتمد على تقييم الفرد الذي يعمل في الوظيفة. من الشائع أن الأفراد في سوق العمل أكثر ميلا لتصنيف أنفسهم بأنهم زائدي التعليم عن الوظائف التي يعملون بها، أنظر (Brunello & Wruuck, 2021; Leuven & Oosterbeek, 2011). هذا يجعل تقدير العائد الحقيقي لعدم توافق التعليم أكثر صعوبة. من أعراض التحيز في مقدرات المعالم للمعادلة 2 إذا تم استخدام OLS أن المقدرات تكون متحيزة إلى اتجاه الصفر، ويكون هناك ارتباط سالب بين القيمة الحقيقية للمعلمة وحجم التحيز الناتج (Bingley & Martinello, 2017). بالتالي كلما كان التأثير الحقيقي عاليًا أعطت طريقة OLS مقدرات أقرب للصفر.

إذا وجود عدد سنوات عدم التوافق في التعليم النموذج مع S_r يجعل عملية اختيار المتغيرات المساعدة في النموذج أكثر صعوبة. ذلك لأن عملية إيجاد متغيرات مساعدة للمتغير S_r خاصة من غير S_u وS_o عملية صعبة في الواقع. المتغيرات يجب أن تكون مرتبطة بالمتغيرات الداخلية في النموذج من غير أن تكون مرتبطة بالخطأ العشوائي، والمتغير التابع. لو افترضنا أن هناك متغيرًا معينًا يمكن أن يخدم كمتغير مساعد في النموذج مرتبط بشكل ما بمتغيرات التعليم الثلاثة. إذا كان ذلك المتغير يؤثر إيجابيًا على سنوات عدم التوافق، سيكون تأثيره العكس على S_r. اختيار متغيرات مساعدة سيئة، ضعيفة، أو غير ضرورية له تأثيرات مدمرة على مقدرات طريقة المتغيرات المساعدة ومن الممكن أن يجعلها أسوأ وأكثر تحيزا من مقدرات طريقة OLS نفسها، انظر (Imbens, 2014).

البحوث والدراسات السابقة

تقدير العائد على التعليم والعائد على عدم توافق التعليم من المشاكل الشاغلة والمتجددة في أبحاث الاقتصاد القياسي الجزئي. يحرص الاقتصاديون على إعادة محاولة تقدير هذه النماذج كلما تطورت أساليب التقدير وتقدمت وسائل القياس. ساهمت الدراسات التي نشرها ديفيد كارد David Card، الفائز بجائزة نوبل في الاقتصاد في عام 2021، على فهم العقبات العملية التي تصاحب عملية تقدير العائد على التعليم في سوق العمل في مجال الاقتصاد القياسي الجزئي. عبر سلسلة الأبحاث التي نشرت في فترة التسعينات من القرن الماضي، ومنها (Card, 1994) و(Card, 1999)، ناقش كارد الأسباب التي تجعل استخدام طرق التقدير التقليدية في الاقتصاد القياسي غير مناسبة لنماذج تقدير العائد على سنوات التعليم. وهي المشاكل تم استعراضها في قسم مشكلة الدراسة. اقترح (Card, 2001) استخدام طرق تقدير قائمة على المتغيرات المساعدة، مثل طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين (Two-stage Least Squares (2SLS أو طريقة GMM. من الدراسات التي طبقت طرق تقدير IV دراسات (Mazza et al., 2017) و(Patrinos et al., 2021) بالإضافة إلى (Vivatsurakit & Vechbanyongratana, 2020) والذين قدروا عائد التعليم بحولي 15% للأفراد الذين يعملون في القطاع الرسمي في تايلاند.

دراسة (Trostel et al., 2002) تقدم مقارنة لتقديرات عائد التعليم باستخدام طريقتي OLS وIV في 28 دولة، وأظهرت اختلافات في عائد التعليم بين الدول، حيث بلغ مقدر OLS حوالي 7.4% للذكور و9.6% للإناث في الولايات المتحدة الأمريكية، مقارنة بـ 12.7% و13% للذكور والإناث، على التالي في المملكة المتحدة، وأقل من 5% في أكثر من 10 دول من ضمن الدول التي شملها البحث. في المقابل كانت مقدرات طريقة IV أعلى لكن جودة المتغيرات المساعدة كانت متباينة بشكل كبير بين الدول، حيث لم تكن المتغيرات المساعدة بنفس القوة والتأثير في جميع الدول في الدراسة. في ذات السياق ناقش (Harmon et al., 2003) عملية اختيار المتغيرات المساعدة في نماذج IV لتقدير عائد التعليم على الأجر بشيء من التفصيل مع توضيح مزايا وعيوب استخدام متغيرات معينة كمتغيرات مساعدة، مثل مغيرات مستوى تعليم الأبوين أو معدل ذكاء الفرد، وغيرها من المتغيرات. دراسة (Bhatti et al., 2013) تقارن أيضا بين مقدرات OLS وطريقة 2SLS في تقدير عائد التعليم في فرنسا، حيث وجد أن طريقة OLS تقدر العائد بجوالي 6.7% مقارنة ب 13.7% لطريقة 2SLS. العديد من الدراسات قدمت مقدرات لعائد التعليم في منطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا. على سبيل المثال (Rizk, 2019) تستخدم طريقة OLS لتقدير معادلة Mincerian إلى تستخدم متغيرات صورية لمستوى التعليم بدلاً عن سنوات التعليم.

شملت تلك الدراسة مصر وتونس والأردن أيضا لكن البيانات ترجع لعام 2010. أغلب تلك الدراسات قدرت عائد التعليم بطريقة المتغيرات المساعدة بما يقارب ضعف القيمة المقدرة بطريقة المربعات الصغرى العادية.

من جانب أخر، عدم التوافق في التعليم يحتل الحيز الأكبر من الاهتمام في دراسات عدم التوافق في اقتصاديات سوق العمل. التركيز الأكبر للدراسات في أدبيات اقتصاد العمل يهتم بظاهر زيادة التعليم بشكل أكبر من نقص التعليم عند دراسة عدم التوافق الرأسي في سوق العمل. ذلك لأن ظاهرة زيادة التعليم لها أثار اقتصادية أعمق وأنها كذلك أكثر انتشارًا. زيادة التعليم تعتبر، بالإضافة إلى أنها خسارة للفرد من حيث الدخل وتكاليف الدراسة، تعتبر خسارة للمجتمع من حيث نقص الإنتاجية وسوء لتوزيع رأس المال البشري في الدولة، انظر (Tsang & Levin, 1985). بعض الدراسات تتبع منهجية مختلفة في اختبار تأثير عدم التوافق على الأجر، منها استخدام مقدر متوسط تأثير المعالجة Average Treatment Effect، كما في دراسة (Wu & Wang, 2018). يتم التركيز على الأفراد في مستوى تعليم معين، مثلا خريجي الجامعات فقط، ثم حساب تأثير زيادة التعليم على الأجر باستخدام متغير صوري لعدم توافق التعليم، بذلك يتم تقليل تأثير تحيزي القدرة وخطأ القياس. من عيوب هذه الطريقة أنها لا تأخذ في الاعتبار الفرق في سنوات الدراسة التي تصنع عدم التوافق في التعليم، بينما من مزايا طريقة الانحدار أنها تأخذ في الاعتبار ذلك الفرق.

من الدراسات التي طبقت طريقة IV لتقدير أثر عدم توافق التعليم على الأجر دراسة (Robst, 2007) والتي قدرت الجزاء في الأجر بما يقرب 20%. باستخدام بيانات من السويد وجد (Nordin et al., 2010) أن عدم توافق التعليم يؤدي إلى جزاء في الأجر، لكن الجزاء يتناقص مع اكتساب الخبرة مع السنوات. هذا بالإضافة للعديد من الدراسات الأخرى نذكر منها (Bender & Heywood, 2011; Broniatowska, 2021; Carmichael et al., 2021) والتي وجدت جميعها تأثيرًا سلبيًا لعدم توافق التعليم على أجور الأفراد في سوق العمل. في دراسة حديثة يركز (Gaeta et al., 2021) على تقدير تأثير عدم التوافق الرأسي في التعليم على الخريجين حملة درجة الدكتوراه، ووجدوا جزاء في الأجر في حدود 9% إلى 10.5% مقارنة باستخدام طريقة المتغيرات المساعدة، مقارنة بحوالي 12% باستخدام طريقة OLS.

في المملكة العربية السعودية وجد (Alzubaidi, 2020) تأثيرًا سلبيًا لزيادة التعليم على الرضا الوظيفي وسلوكيات العمل للموظفين مقابل تأثيرًا إيجابيًا على معدلات ترك الوظيفة. في مصر حلل (Ghanaiem & Kamal Abdual Shafy, 2021) ظاهرة زيادة التعليم بين الخريجين من الجامعات ومؤسسات التعليم العالي ووجدوا أنها في ارتفاع في السنوات الأخيرة، دون تحليل أثار الظاهرة على الأجر أو على عوامل أخرى. يركز (David & Nordman, 2017) على أثر الهجرة على عدم توافق التعليم في أسواق العمل في مصر وتونس، حيث وجدوا أن المهاجرين في تونس يعودون بمستويات أعلى من التعليم. الأبحاث الاقتصادية التي تدرس توافق التعليم باللغة العربية قليلة مقارنة بعدد الدراسات المنشورة عالميًا. لم يتسنى للباحث الحصول على أي دراسة منشورة في مجلة علمية عربية في مجال الاقتصاد بالتحديد تناقش أثر توافق التعليم على الأجر في سوق العمل. لذلك تعتبر هذه الدراسة مساهمة قيمة للمكتبة العربية في مجال البحوث في تخصص الاقتصاد وتسد الفجوة في المعرفة في هذا المجال.

منهجية التقدير

طرق تقدير المتغيرات المساعدة في حالة نموذج المتغيرات الداخلية أحادي المعادلة Single Equation Endogenous Variables Model عديدة، من أهمها طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين وطريقة المربعات الصغرى غير المباشرة Indirect Least Squares وطريقة الإمكان الأعظم كاملة المعلومات Full Information Maximum Likelihood أو طريقة العزوم المعممة Generalised Method of Moments (GMM)، بالإضافة لبعض الطرق غير المعلمية مثل طريقة الترجيح التجريبي المعممة Generalized Empirical Likelihood والتي تعرف أيضا بطريقة الإمكان الأعظم غير المعلمية Nonparametric Maximum Likelihood Method..

من عيوب طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين أنها تنتج مقدرات متحيزة في اتجاه الصفر، وهو ما يمكن أن يعطي مقدرات أقل من القيم الأصلية للمعالم، كما أنها أكثر حساسية لعملية اختيار المتغيرات المساعدة. طريقتا المربعات الصغرى غير المباشرة وطريقة الإمكان الأعظم كاملة المعلومات تضعا فروضاً إحصائية مقيدة جدا على المتغيرات في

النموذج، حيث تفترض أن المتغيرات تتبع التوزيع الطبيعي، فلا تصلح المقدرات إلا إذا كانت تلك الفروض مستوفاة في بيانات العينة. كما أنها حساسة جدا لاختيار المتغيرات المساعدة. طريقتا العزوم والترجيح التجريبي المعممة تعرفان في أدبيات الاقتصاد القياسي بطرق التقدير القائمة على العزوم Moment Based Estimation Methods. أهم مميزات هذه الطرق أنها لا تضع فروضًا حول التوزيعات الاحتمالية للمتغيرات في النموذج أو الخطأ العشوائي. وبالتالي فإن المقدرات الناتجة أصلح في الدراسات التطبيقية تحت فروض أقل تقييدًا، انظر (Angrist & Pischke, 2008; Imbens, 2002).

لشرح طريقة العزوم المعممة افترض أننا نرغب في تقدير النموذج التالي:

$$y = x'\beta + u,$$

حيث $y = \log(\text{salary})$، $x' = [s, w']$ بينما $\beta' = [\delta_s, \delta']$ في حالة نموذج العائد على سنوات التعليم و $x' = [s_r, s_o, s_u, w']$ وبينما $\beta' = [\delta_r, \delta_o, \delta_u, \delta']$ في حالة نموذج العائد على عدم توافق التعليم. u يمثل الخطأ العشوائي. تكمن المشكلة أن الفرضية الانحدار الخطي المتعدد $E[u|x] \neq 0$ غير مستوفاة لارتباط متغيرات سنوات التعليم بالخطأ العشوائي.

شرط العزم لطريقة العزوم المعممة ينص أنه عند القيمة المثلى للمعالم β_0 يجب أن تكون القيمة المتوقعة للمقدار $z(y - x'\beta_0)$ مساوية للصفر، حيث أن z يمثل متجه المتغيرات الخارجية في النموذج والتي من ضمها المتغيرات الخارجية في x بالإضافة للمتغيرات المساعدة. يجب اختيار المتغيرات المساعدة بحيث تكون مرتبطة بالمتغيرات الداخلية وغير مرتبطة بالخطأ العشوائي أو بالمتغير التابع أو المتغيرات الخارجية. عدد المتغيرات في المتجه x يساوي p بينما عدد المتغيرات في المتجه z يساوي q. حتى نتمكن من تقدير النموذج يجب أن ينطبق شرط التعريف Identification Condition الذي ينص على أن $q \geq p$.

شرط العزم يكتب كالتالي:

$$E(z(y - x'\beta_0)) \equiv E(g(\beta_0)) = 0,$$

وهو متجه عمودي صفري طوله q. الفرضية الأساسية هي أن المتجه β_0 هو المتجه الأمثل والوحيد الذي يحقق هذا الشرط ولا يوجد متجه أخر يمكن أن يجعل شرط العزم يساوي الصفر.

لكل مفردة في العينة معادلة العزم الخاصة بها والتي يمكن حسابها عند أي متجه للمعالم أقل من الأمثل β كالتالي:

$$g_i(\beta) = z_i(y_i - x'_i\beta)$$

عليه فإن شرط العزم من العينة يمكن حسابه بأخذ متوسط العينة لعزوم المفردات كالتالي:

$$(3)\ \hat{g}(\boldsymbol{\beta}) = n^{-1}\sum_{i=1}^{n}(\boldsymbol{z_i}(y_i - \boldsymbol{x_i'\beta}))$$

والذي لن يكون مساويًا للصفر لأن المتجه β أقل من الأمثل.

مقدر طريقة العزوم المعممة هو متجه المعالم $\hat{\beta}_{GMM}$ الذي يجعل دالة الهدف $g(\beta)'M_N g(\beta)$ أقل ما يمكن:

$$(4)\quad \hat{\beta}_{GMM} = agumin_{\beta \epsilon B} g(\beta)'M_N g(\beta)$$

وعندها سيكون شرط العزوم من العينة تقريبًا مساويًا للصفر. في المعادلة 4 المصفوفة M_N تسمى مصفوفة الأوزان. في حالة النموذج زائد التعريف $q > p$ يكون دور مصفوفة الأوزان هو تحديد التركيبات الخطية Linear Combinations التي تجعل $E(u|z) = 0$. في حالة البيانات المتجانسة يكون مقدر طريقة GMM مساويا لمقدر طريقة 2SLS إذا كانت مصفوفة الأوزان تساوي:

$$(5)\ \boldsymbol{M_N} = \left(n^{-1}\sum_{i=1}^{n}(\boldsymbol{z_i z_i'})\right)^{-1}$$

أما إذا كانت جميع المتغيرات خارجية وكانت $z \equiv x$ يؤول مقدر GMM إلى مقدر OLS.

يتم تقدير المعالم باستخدام الأسلوب التكراري، وهو ما يعرف بطريقة العزوم المعممة التكرارية Iterative GMM. حيث يتم استخدام الصيغة في المعادلة (5) لحسب الأوزان في الخطوة الابتدائية ثم حساب قيمة شرط العزم من العينة باستخدام المعادلة (3). يتم إعادة حساب مصفوفة الأوزان في الخطوات التالية بالمعادلة:

$$\boldsymbol{M}_h = \left(n^{-1} \sum_{i=1}^{n} g_i(\boldsymbol{\beta_h}) g_i(\boldsymbol{\beta_h})' \right)^{-1}, \quad (6)$$

حيث h ترمز للخطوات 1, 2, 3, ... يتم إعادة حساب دالة الهدف في المعادلة (4) بعد كل خطوة حتى يحدث التقارب ويصبح الفرق بين القيم المقدرة للمعالم في بين كل خطوة والتالية صغيرًا جدًا وغير مؤثرًا. هذا يعني أن التقدير يبدأ عمليًا من مقدرات طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين. بعد إكمال عملية التقدير يجب التأكد من تحقيق شرط العزم بإجراء اختبار شروط التعريف الزائدة J. وفي حالة قبول فرض العدم في الاختبار يؤخذ ذلك كدليل على صلاحية المتغيرات المساعدة وأن النموذج يحقق قيود الاستبعاد Exclusion Restrictions وتنتج بذلك مقدرات متسقة للمعالم.

البيانات المستخدمة في الدراسة

تستخدم الدراسة بيانات المسح التتبعي لدراسة سوق العمل في ثلاث دول في منطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا هم، الأردن، تونس ومصر. تم إجراء المسح في هذه الدول بتعاون الهيئات الإحصائية المحلية مع منتدى البحوث الاقتصادية في القاهرة، والذي يمول العديد من الأبحاث في المنطقة. المسح غير متزامن في جميع الدول. الأسئلة الخاصة بقياس مستوى التعليم المطلوب للوظيفة التي يعمل بها الفرد تم إضافتها في السنوات الأخيرة فقط. لذلك فإن متغير عدم التوافق التعليم لا يمكن حسابه إلا في تلك السنوات. لذلك فإن البحث يستخدم بيانات المسح في الأردن في عام 2016، تونس في عام 2014 ومصر في العام 2018 فقط. تم استخدام بيانات الأفراد في عمر 18 إلى 65 سنة والذين يعملون بأجر، لأن بيانات الدخل غير متوفرة للعاملين لحسابهم الخاص وأصحاب الأعمال. جميع المفردات التي تحتوي بيانات مفقودة إما للمتغير التابع أو في أي من المتغيرات المستقلة أو المتغيرات المساعدة تم استبعادها من التحليل. عدد المفردات النهائي الذي استخدم في الدراسة يبلغ 4141 فرد في الأردن، 967 فرد في تونس و6904 فرد في مصر.

الجدولان 1 و2 يستعرضان الإحصاءات الوصفية للبيانات المستخدمة في الدراسة في الدول الثلاث. الفرق بين متوسط الراتب الشهري الإجمالي والراتب الشهري الأساسي أكبر في مصر مقارنة بالدول الأخرى في الدراسة. متوسط عدد سنوات التعليم أكبر في الأردن في مقابل انحراف معياري أقل، مما يعني أن الأفراد في العينة من الأردن لهم مستويات تعليم متقاربة مقارنة بالعينات في كلا من تونس ومصر. متوسط عدد سنوات زيادة التعليم أكبر في مصر مقارنة بالدول الأخرى، حيث يتجاوز 7 سنوات. في المقابل متوسط عدد سنوات نقص التعليم أكبر في تونس ويتجاوز سنتان. من الملاحظ أن زيادة التعليم أكثر انتشارا من نقص التعليم، حيث فاقت نسبة الأفراد الذين يعملون في وظائف تحتاج مستوى تعليم أقل 60% في كلا من الأردن وتونس مقابل نسب نقص تعليم 23% و13% للدولتين على التوالي. في مصر نسبة حالات زيادة التعليم تبلغ 43% فقط مقابل حالات نقص تعليم لحوالي 27% من الأفراد في العينة. الإحصاءات الوصفية للمتغيرات المستقلة تظهر أن أغلبية أفراد العينة المشتغلين في وظائف بأجر من الذكور وأن الأغلب يعملون في القطاع الرسمي بتعاقد دائم.

من المتغيرات المساعدة التي يتم استخدامها في دراسات تقدير العائد على التعليم والعائد على عدم توافق التعليم بشكل شائع، مستوى تعليم الأبوين أو أحدهما، الحالة الوظيفية للأبوين أو أحدهما، وشهر الميلاد لأنه يؤثر على عمر الدخول

الجدول رقم (1)
الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الراتب وسنوات التعليم

	الأردن		تونس		مصر	
	الوسط	الانحراف المعياري	الوسط	الانحراف المعياري	الوسط	الانحراف المعياري
الراتب الإجمالي	6.97	0.49	7.14	0.70	8.63	0.71
الراتب الأساسي	6.94	0.45	7.11	0.68	8.52	0.71
سنوات التعليم	11.65	3.69	8.45	4.76	10.71	4.66
سنوات زيادة التعليم[1]	5.42	4.31	4.89	2.94	7.17	3.81
سنوات نقص التعليم[1]	1.43	1.10	2.51	1.85	1.52	1.33
نسبة زيادة التعليم	0.64	0.48	0.63	0.48	0.43	0.50
نسبة نقص التعليم	0.23	0.42	0.14	0.34	0.27	0.44
n	4,141		967		6,904	

[1] تم حساب المتوسط للحالات التي فيها عدم توافق فقط.

للمدرسة. وبالتالي فقد تم في هذه الدراسة إنشاء قاعدة من متغيرات صورية لمستويات تعليم الأب والأم، والحالة الوظيفية لهما وأشهر الميلاد وترشيحها لتخدم كمتغيرات مساعدة في كل معادلة. كما تم ترشيح متغيرات إضافية تدلل عن الوضع الاقتصادي للأسرة مثل مساحة وملكية المسكن، وعن الفرد وخلفيته التعليمية والفكرية والثقافية، مثل هل أخذ دروس خصوصية في السابق؟ وهل يؤيد المساواة بين الجنسين في الواجبات والعمل؟ وهل يشارك في الأعمال المنزلية مع الزوجة؟ ودرجة الرضا بمستوى الأمان الوظيفي وبيئة العمل، ونسبة الإناث في مكان العمل. وقد تم اختيار المتغيرات المساعدة في كل معادلة بعد تجربة جميع المتغيرات المرشحة واختيار عدد محدود يحقق شرط العزم.

الجدول رقم (2)
الإحصاءات الوصفية للمتغيرات المستقلة

	الأردن		تونس		مصر	
	الوسط	الانحراف المعياري	الوسط	الانحراف المعياري	الوسط	الانحراف المعياري
النوع ذكر[1]	0.82	0.39	0.72	0.45	0.81	0.40
الريف[2]	0.77	0.42	0.50	0.50	0.44	0.50
تقدير جيد على الأقل عند التخرج[1]	0.24	0.43	0.07	0.25	0.21	0.40
العمر بالسنوات	33.67	9.46	38.84	10.92	37.36	10.71
عدد سنوات الخبرة	11.38	8.51	17.62	12.25	16.68	11.31
عدد أفراد الأسرة	5.07	2.20	4.42	1.51	4.40	1.67
رب الأسرة[1]	0.57	0.50	0.56	0.50	0.66	0.47
العمل يحتاج مهارات[1]	0.16	0.37	0.33	0.47	0.30	0.46
القطاع الرسمي[1]	0.81	0.40	0.75	0.43	0.56	0.50
حجم الشركة 5-9 موظفين[1]	0.06	0.23	0.09	0.29	0.13	0.33
حجم الشركة 10-24 موظف[1]	0.15	0.36	0.10	0.30	0.12	0.32
حجم الشركة 25-49 موظف[1]	0.15	0.35	0.08	0.27	0.10	0.30
حجم الشركة 50-99 موظف[1]	0.09	0.28	0.09	0.29	0.08	0.27
حجم الشركة 100 موظف فأكثر[1]	0.41	0.49	0.28	0.45	0.32	0.47
تعاقد دائم[1]	0.94	0.25	0.88	0.33	0.80	0.40
n	4,141		967		6,904	

[2] متغير صوري

يجب اختيار المتغيرات المساعدة بعناية بحيث تكون مرتبطة بعدد سنوات التعليم وغير مرتبطة بالأجر أو أي من العوامل المؤثرة على الأجر حتى لو كانت غير مشاهدة. حيث أوضح وغويدو إمبنز - الفائز بجائزة نوبل في الاقتصاد مناصفة مع ديفيد كارد وجوشوا دي أنغريست في عام 2021 - في دراسته (Imbens, 2002) أن الاختيار غير المناسب للمتغيرات المساعدة يؤدي لتحيز كبير في المعالم وارتفاع في تباين المقدرات. ذلك يفقد مقدرات طريقة GMM الكفاءة ويقلل من خصائص المقدر التقاربية العليا الرتب Higher Order Asymptotic Properties وذلك ما يفقد المقدرات جودتها بشكل كبير جدًا خصوصًا في العينات الصغيرة.

الجدول رقم (3)
المتغيرات المساعدة المستخدمة في انحدارات طريقة العزوم المعممة

	الأردن	تونس	مصر
نموذج العائد على سنوات التعليم	- تعليم الأم أساسي. - تعليم الأم ثانوي. - الأسرة تمتلك مسكنها. - الفرد تلقى دروس خصوصية في السابق[1] - الفرد يؤيد مساعدة الزوجة في الأعمال المنزلية[2].	- الأب عمل بأجر عندما كان الفرد في الخامسة عشر من عمره. - تعليم الأب جامعي أو أعلى. - تعليم الأم أمي. - تعليم الأم معرفة بالقراءة والكتابة فقط. - غير راض بمستوى الأمان الوظيفي في عمله. - استخدم الكمبيوتر في المدرسة الابتدائية. - مكان العمل محصور على الرجال فقط.	- الأب عمل بأجر عندما كان الفرد في الخامسة عشر من عمره. - عدد الأشقاء - غير راض بمستوى الأمان الوظيفي في عمله. - الفرد عضو في نقابة. - الفرد من مواليد شهر مايو.
نموذج العائد على عدم تو افق التعليم	- الأب عمل بأجر عندما كان الفرد في الخامسة عشر من عمره. - الأب كان عاطل عن العمل عندما كان الفرد في الخامسة عشر. - تعليم الأب جامعي أو أعلى. - تعليم الأب إعدادي. - تعليم الأب معرفة ثانوي. - الأسرة تمتلك مسكنها. - عضو في نقابة. - يؤيد مساعدة الزوجة في الأعمال المنزلية.	- الأب عمل بأجر عندما كان الفرد في الخامسة عشر من عمره. - تعليم الأب جامعي أو أعلى. - تعليم الأم إعدادي. - تعليم الأم ثانوي. - غير راض بمستوى الأمان الوظيفي في عمله. - استخدم الكمبيوتر في المدرسة الابتدائية. - مكان العمل محصور على الرجال فقط.	- الأب عمل بأجر عندما كان الفرد في الخامسة عشر من عمره. - الأب كان عاطل عن العمل عندما كان الفرد في الخامسة عشر. - استخدم الكمبيوتر في المدرسة الابتدائية. - عضو في نقابة. - الأسرة تمتلك مسكنها - الأم عملت ربة منزل عندما كان الفرد في الخامسة عشر.

[1] لمعادلة الراتب الإجمالي فقط. [2] لمعادلة الراتب الأساسي فقط.

يحتوي جدول 3 على قائمة المتغيرات المساعدة المستخدمة في كل معادلة. ومن الملاحظ أنه تم اللجوء إلى عدد أكبر من المتغيرات المساعدة للنماذج التي تقدر العائد على عدم توافق التعليم، لأن عدد المتغيرات الداخلية أكبر وتأثير العوامل غير المُشاهدة يختلف عن تأثيرها في نماذج العائد على التعليم. من الواضح أن هذه المتغيرات ذات تأثير على قرارات الأفراد فيما يتعلق بالتعليم بينما لا يكون لها تأثير على الأجر. فمن المعروف أن مستوى تعليم الوالدان يوثر على قرارات الفرد في الاستمرار في التعليم، والأبناء من الأسر المتعلمة أكثر تقديرًا للعائد المستقبلي للتعليم وأكثر ميلاً للاستمرار في الدراسة. بعض هذه المتغيرات يعكس بعض الصفات الشخصية التي ربما يكون لها دور في تشكيل مهاراته عبر الزمن. من الملاحظ الاختلاف الكبير في قائمة المتغيرات المساعدة التي استخدمت في كل دولة. ذلك يُلمح إلى أن العوامل الفردية والمؤسسية على مستوى الاقتصاد الجزئي التي تؤثر في قرارات الأفراد في الاستمرار في التعليم أو وقوعهم في عدم توافق التعليم فيها بعض الاختلافات بين الدول.

نتائج التقدير

تم تقدير نموذج العائد على سنوات التعليم باستخدام طريقتي OLS وGMM وعرض مقدر معلمة متغير سنوات التعليم في جدول 4. من الملاحظ أن مقدر طريقة العزوم المعممة للمعلمة δ_s أكبر من القيمة المقدرة بطريقة المربعات الصغرى العادية. الانخفاض في قيمة المعلمة المقدرة بطريقة OLS يرجع بشكل أكبر لوجود خطأ في القياس لمتغير سنوات التعليم، لا سيما أن خطأ القياس من أسباب جعل متغير التعليم متغير داخلي في النموذج. إحصائية GMM-C ، التي يتم استخدامها لاختبار هل متغير عدد سنوات التعليم متغير خارجي في النموذج أم لا، تم رفضها بمستوى معنوية 5% في جميع النماذج. بالتالي فإن مقدرات طريقة OLS في القسم الأول من جدول 4 متحيزة وغير متسقة. إضافة لخطأ القياس يوجد تأثير العوامل الشخصية والأسرية غير المشاهدة وعامل القدرات التي تؤثر جميعًا على قرار الفرد مواصلة التعليم، مما يخلق مشكلة الاختلافات غير المشاهدة في النموذج. وتؤكد معنوية J-statistic لاختبار قيود التعريف الزائدة أن جميع النماذج المقدرة بطريقة العزوم المعممة حققت شرط العزم، حيث إن فرض العدم في الاختبار هو أن شرط العزم يساوي صفر وقد تم قبوله بمستوى معنوية مرتفع في كل العينات. ونجد من جدول 4 أن سنة التعليم الإضافية لها عائد متقارب في البلدان الثلاثة، وأنها تزيد الراتب الشهري الإجمالي المتوقع بنسبة 8.5% في مصر و7% و8.9% لكل من الأردن وتونس، على التوالي. العائد على الراتب الشهري الأساسي في مصر أقل بكثير من الأردن وتونس، حيث يبلغ 5.4%. ذلك يعني أن الأفراد في مصر وتونس أكثر قدرة على تحقيق دخل إضافي من العمل لساعات إضافية أو من البدلات مع الاستفادة من التعليم ورأس المال البشري. من هذه النتائج فأننا نستنتج أنه في حال ثبات المتغيرات الأخرى في النموذج فان الحصول على شهادة جامعية بعد الدراسة لفترة أربع سنوات مثلاً، يزيد الأجر الإجمالي المتوقع، مقارنه بالذين لم يحصلوا على شهادة جامعية، بنسبة تقارب 41% في تونس و39% في مصر و31% في الأردن. هذه الزيادة تقارب 50% في المتوسط في مصر وتونس إذا كانت الدراسة للشهادة الجامعية تستغرق 5 سنوات، وتظل في حدود 40% في الأردن.

الجدول رقم (4)
مقدرات العائد على سنوات التعليم[1,2]

	الأردن		تونس		مصر	
	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي
مقدرات طريقة المربعات الصغرى						
عدد سنوات التعليم δ_s	0.036***	0.037***	0.039***	0.038***	0.021***	0.018***
$se(\delta_s)$	(0.002)	(0.002)	(0.005)	(0.005)	(0.002)	(0.002)
R-squared	0.218	0.250	0.346	0.335	0.148	0.107
RSS	762.2	620.8	304.7	295.7	2946	3136
F	57.56	68.71	22.75	21.61	54.31	37.40
طريقة العزوم المعممة[3]						
عدد سنوات التعليم δ_s	0.070***	0.073***	0.089***	0.083***	0.085***	0.054***
$se(\delta_s)$	(0.016)	(0.015)	(0.016)	(0.015)	(0.012)	(0.012)
RSS	799.0	663.7	339.1	323.6	3327	3258
J-statistic	0.608	2.183	3.548	4.086	1.918	2.084
over-id rest.	3	3	6	6	4	4
Sig J-statistic	0.895	0.535	0.738	0.665	0.751	0.720
GMM-C	4.532	6.660	8.824	7.542	30.31	8.643
P-value	0.033	0.009	0.003	0.006	0.000	0.003
n	4,141		967		6,904	

[1] مستويات المعنوية: p<0.1 *,p<0.05**,p<0.01***. الأرقام داخل الأقواس هي الأخطاء المعيارية السليمة heteroskedasticity-robust standard errors.

يستعرض الجدولان 5 و6 نتائج التقدير لنماذج العائد على التعليم والعائد في حالة عدم توافق التعليم، على التوالي. توضح الاختبارات في الجدولين أن متغيرات عدد سنوات التعليم المطلوبة للوظيفة، عدد سنوات التعليم الزائدة وعدد سنوات التعليم الناقصة جميعها متغيرات داخلية في النماذج التي تم تقديرها في البلدان الثلاثة. هناك تقارب في قيم مقدر العائد على سنوات تعليم الفرد التي تم عرضها في الجدول 4 والعائد على سنوات التعليم المطلوبة للوظيفة في الجدول 6. مقدرات طريقة OLS أقل بكثير من مقدرات طريقة العزوم المعممة، فهي متحيزة في اتجه الصفر كما تم شرحه في الإطار النظري. العائد على التعليم من انحدارات طريقة GMM أكبر من تلك التي تم تقديرها بطريقة OLS.

طريقة OLS تستنبط أن هناك عائداً معنوياً يتراوح بين 1.6% إلى 2.6% لكل سنة إضافية زائدة من سنوات عدم توافق التعليم. مقارنة بالقيم المقدرة لعدد السنوات المطلوبة في الوظيفة هذا يوحي بأن الجزاء في الأجر في حدود 1% فقط لكل سنة في زيادة التعليم. هذه النتيجة غير منطقية عمليًا. افترض أن خريجًا جامعيًا درس عدد 4 سنوات في البكالوريوس يعمل في وظيفة غير متوافقة مع مستوى تعليمه، أفرض أن الوظيفة تتطلب مستوى تعليم ثانوي. نتائج مقدر طريقة OLS تشير أن الجزاء في الأجر لذلك الخريج سوف يكون نسبته ما يقرب إلى 4.5% فقط. بعبارة أخرى، فإن مرتب ذلك الخريج سوف يكون أقل بنسبة 4.5% من متوسط مرتبات أقرانه الذين لهم نفس عدد سنوات التعليم ويعملون في وظائف متوافقة.

نتائج مقدرات GMM تختلف اختلافا كبيرا عن نتائج طريقة المربعات الصغرى العادية. اختبارات شرط العزوم تم قبولها في كل النماذج كما تم رفض فرضية أن متغيرات سنوات التعليم متغيرات خارجية في جميع المعادلات. ترجح النتائج أن العائد على عدد السنوات الزائدة وعدد السنوات الناقصة غير معنوي. نستنتج من ذلك أنه لا يوجد عائد على تلك السنوات. الفرد زائد التعليم الذي يعمل في وظيفة تحتاج عدد سنوات تعليم أقل يحصل على الأجر الذي يناسب مع الوظيفة فقط. ذلك يعني أن نموذج طريقة العزوم المعممة يقدر أن هناك جزاء في

الجدول رقم (5)

مقدرات طريقة المربعات الصغرى العادية عائد سنوات التعليم في حالة عدم التو افق[1,2]

	الأردن		تونس		مصر	
	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي
سنوات التعليم للوظيفة δ_r	0.036***	0.037***	0.043***	0.042***	0.024***	0.019***
$se(\delta_r)$	(0.002)	(0.002)	(0.005)	(0.005)	(0.002)	(0.002)
سنوات التعليم الزائدة δ_o	0.026***	0.026***	0.012	0.012*	0.017***	0.016***
$se(\delta_o)$	(0.003)	(0.003)	(0.007)	(0.007)	(0.003)	(0.003)
سنوات التعليم الناقصة δ_u	-0.031***	-0.040***	-0.046***	-0.045***	-0.011	-0.015
$se(\delta_u)$	(0.009)	(0.008)	(0.018)	(0.017)	(0.009)	(0.009)
R-squared	0.226	0.259	0.365	0.353	0.150	0.107
RSS	754.6	613.3	295.9	287.5	2940	3135
F	54.73	65.48	22.58	21.45	50.44	34.40
n	4,141		967		6,904	

[1] مستويات المعنوية: p<0.1 *,p<0.05**,p<0.01***. الأرقام داخل الأقواس هي الأخطاء المعيارية السليمة heteroskedasticity-robust standard errors.

الجدول رقم (6)

مقدرات طريقة العزوم المعممة عائد سنوات التعليم في حالة عدم التو افق[1,2]

	الأردن		تونس		مصر	
	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي
سنوات التعليم للوظيفة δ_r	0.079***	0.083***	0.083***	0.082***	0.081***	0.059***
$se(\delta_r)$	(0.013)	(0.012)	(0.014)	(0.012)	(0.022)	(0.021)
سنوات التعليم الزائدة δ_o	0.025	0.036	0.072	0.052	0.054	0.037
$se(\delta_o)$	(0.026)	(0.024)	(0.065)	(0.060)	(0.050)	(0.048)
سنوات التعليم الناقصة δ_u	-0.225	-0.260*	-0.230	-0.101	-0.480*	-0.413
$se(\delta_u)$	(0.152)	(0.137)	(0.302)	(0.274)	(0.287)	(0.278)
RSS	942.6	801.4	360.5	310.6	4308	4069
J-statistic	2.848	2.119	3.566	5.256	2.803	2.357
over-id rest.	5	5	6	6	5	5
Sig J-statistic	0.723	0.832	0.735	0.511	0.730	0.798
GMM-C	32.11	37.68	11.62	10.83	40.67	15.14
P-value	0.000	0.000	0.009	0.013	0.000	0.002
n	4,141		967		6,904	

[1] مستويات المعنوية: p<0.1 *,p<0.05**,p<0.01***. الأرقام داخل الأقواس هي الأخطاء المعيارية السليمة heteroskedasticity-robust standard errors.

الأجر عبارة عن فاقد في العائد يعادل عائد عدد السنوات التي تصنع عدم التوافق. العائد على سنوات التعليم المطلوبة للوظيفة يساوي 8%. لتوضيح نسبة الجزاء في الأجر التي تم تقديرها، خذ مثالاً للخريج الجامعي درس لشهادة البكالوريوس لمدة 4 سنوات ويعمل في وظيفة تحتاج مستوى تعليم ثانوي، سوف يكون أجره أقل بنسبة تقارب 26%-27% في الأجر الإجمالي والأساسي من متوسط أجور أقرانه الذين لهم نفس عدد سنوات التعليم ويعملون في وظائف متوافقة. هذه بنسب متقاربة جدا في جميع الدول الثلاثة، ما عدا بالنسبة للأجر الأساسي في مصر حيث تبلغ نسبة الجزاء في الأجر حوالي 6% لكل سنة زيادة في التعليم مما يجعل نسبة الجزاء الإجمالي لذلك الخريج 19% فقط.

من المهم إظهار حدود جودة مقدرات طريقة GMM. إذا مشكلة خطأ قياس في متغيرات التعليم كبير تفقد مقدرات طريقة المتغيرات المساعدة أيضا خاصية الاتساق. طبيعة هذه المشكلة تم شرحها في (Card, 2001) و(McGuinness, 2006). في حالة وجود خطأ كبير في القياس تكون مقدرات طريقة المتغيرات المساعدة متحيزة إلى الأعلى مما قد يجعل الباحث يستنتج عائداً على زيادة التعليم أكبر من العائد الحقيقي. في هذه الدراسة كانت أغلب المعالم المقدرة بطريقة 2SLS لمتغيرات التعليم أكبر بقليل من تلك التي تم تقديرها بطريقة GMM. بالتالي فان استخدام طريقة GMM كان له أثر إيجابي على جودة نتائج الدراسة[2]. لكن يظل التساؤل المطروح، هل قدرت طريقة GMM عائداً أكبر من الحقيقي أم لا؟ هذه مشكلة لا تزال قائمة في أبحاث اقتصاديات الأعمال.

مقدر طريقة المتغيرات المساعدة يمكن أن يعاني من تحيز آخر يعرف بتحيز معدل الخصم discount rate bias، ويحدث إذا كان هناك ارتباط بين القدرات (متغير غير مشاهد) تكاليف التعليم (بما فيه التكاليف غير المشاهدة) كما تم شرحها في القسم 2. أذا كان الارتباط موجبًا يكون الأفراد الذين لهم تكلفة حدية أعلى لكل سنة إضافية للتعليم لهم عائد حدي أعلى أيضا فيستمرون في الدراسة لسنوات أكثر. أما إذا كان الارتباط سالبًا، فإن الأفراد الذين لهم تكلفة تعليم مرتفعة يكون لهم عائد حدي منخفض لكل سنة تعليم إضافية فيتركون الدراسة مبكرًا. هذا النوع من التحيز يصعب التحقق منه في البيانات المقطعية ويحتاج إلى بيانات ممتدة ليتم تتبع الأفراد خلال سنوات تعليمهم ومعرفة نوع الارتباط بين القدرات وتكاليف التعليم أو تصميم النموذج بحيث يمكن التخلص من ذلك التأثير. ذلك يدلل على أنه حتى طريقة IV لتقدير عائد التعليم لها قدرات محدودة في حالة البيانات المقطعية وللوصول لنتائج أفضل يجب استخدام بيانات تتبعية ممتدة بفترات زمنية متقاربة.

التوصيات

هدفت هذه الدراسة إلى تقدير العائد على التعليم في حالة وجود عدم توافق رأسي في سوق العمل. اتبعت الدراسة أساليب الاقتصاد القياسي الجزئي لتقدير الجزاء في الأجر للفرد نتيجة العمل في وظيفة تحتاج عدد سنوات تعليم تختلف عن عدد سنوات التعليم التي أكملها. من المهم قياس التوافق في التعليم في سوق العمل لأن الإنفاق على رأس المال البشري من أكبر البنود والأولويات للدول. تم استخدام طريقة تقدير العزوم المعممة للتحكم في مشكلة الباطنية في النموذج، والتي ظهرت بسبب خطأ القياس في متغيرات التعليم والدخل والمتغيرات المحذوفة في النموذج مثل القدرات. وجدت الدراسة انتشارًا أكبر لظاهرة زيادة التعليم. كما وجدت تقاربًا في عائد سنوات التعليم في الدول التي شملها التحليل وهي الأردن، تونس ومصر. بالتالي تقارب نسب الجزاء في الأجر، ذلك لأن سنة التعليم الزائدة أو الناقصة ليس لها عائد. بذلك تخلص الدراسة إلى أن الفرد الذي يعمل في وظيفة غير متوافقة رأسيًا مع مستوى تعليمه يحصل على جزاء في الأجر يعادل 9-8% عن كل سنة زائدة في التعليم، بينما يستمتع الفرد ناقص التعليم بأجر يعادل أجر سنوات التعليم المطلوبة للوظيفة.

من تبعات عدم التوافق في سوق العمل على مستوى الاقتصاد الكلي انخفاض الإنتاجية وارتفاع معدلات البطالة غير الاحتكاكية. الجزء الأكبر من بناء المهارات لدى الأفراد يتم عبر الأنظمة التعليمية. كما أن التوافق في التعليم في بداية السلم الوظيفي بالنسبة للخريجين الجدد عامل مهم جدًا لحياة مهنية مستقرة وفعالة. على مستوى الاقتصاد الكلي التوافق الصحيح يعني فاعلية الاستثمار في التعليم ورأس المال البشري. على مستوى الاقتصاد الجزئي يرتفع عائد الفرد من التعليم ويرتفع بذلك الدخل. هذا إلى جانب انعكاس ذلك على التنمية الاقتصادية، والابتكار، والتقدم التكنولوجي

2 يمكن تقديم نتائج مقدرات طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين عند الطلب.

وريادة الأعمال. من المهم الاهتمام بالعوامل التي تعزز من جودة التوافق في سوق العمل. في المدى القصير يمكن التركيز على برامج سوق العمل النشطة Active Labour Market Programs والتي تهدف لسد الفجوات في تعليم ومهارات الأفراد في سوق العمل ومتطلبات الوظائف في السوق. كما يمكن تعديل الأنظمة واللوائح والقوانين في سوق العمل لرفع جودة وسرعة التوافق وسد الفجوة في الأجور. يجب توفير خدمات استشارية ومكاتب عمل في المؤسسات التعليمية لمساعدة الخريجين على الدخول لسوق العمل بصورة فاعلة وتقليل خطر الوقوع في حالة عدم التوافق.

لتقديم حلول على المدى الطويل، يجب مراجعة الأنظمة التعليمية ورفع درجة مواكبتها لمتطلبات سوق العمل. من المهم تعزيز الترابط المؤسسي بين قطاع التعليم وقطاع الأعمال. التحديات التي تواجه أسواق العمل خلال الفترة المقبلة كبيرة، من أهمها العولمة ودخول الذكاء الاصطناعي في الإنتاج والذي سيصنع قفزة في أسواق العمل المحلية من حيث نوعية التخصصات المطلوبة. من المهم اعتماد معايير إحصائية ومقايس متعدد لدراسة جودة توافق الوظائف في سوق العمل وتأثير ذلك على العرض والطلب في سوق العمل، وعلى أداء الاقتصاد الكلي. يجب أنشاء العديد من المسوحات التتبعية وإتاحة البيانات للاقتصاديين لتحليلها، وتنشيط البحوث على مستوى الوحدات الاقتصادية الجزئية لفهم أعمق، بدلاً عن الاعتماد بشكل أكبر على تقارير المقاييس التجميعية في مستوى الاقتصاد الكلي.

شكروتقدير

أتوجه بجزيل الشكر لأستاذي البروفيسور عبد المحمود محمد عبد الرحمن، وزميلي البروفيسور خلف الله عربي. أود أن شكر أيضا جميع الزملاء والزميلات في قسم الاقتصاد بكلية إدارة الأعمال بجامعة الملك فيصل على مساندتهم ومشورتهم.

خالص شكري وتقدير للبروفيسور حسن الهجهوج، والدكتور سامي زكي العبد الوهاب، والدكتور عصام الليثي، والدكتور يوسف عثمان.

وشكري وتقديري أيضا لعمادة البحث العلمي بجامعة الملك فيصل، السادة أعضاء هيئة التحرير والمحررين والمحكمين في المجلة العربية للإدارة على اهتمامهم بهذا البحث وإعطائه الفرصة للنشر، والسادة المحكمين على مجهودهم في مراجعة وتطوير المسودة حتى خرجت بشكلها النهائي. أخص بالشكر أيضا الأستاذ هشام منصور الحجاز مدثر على مشورته التقنية، السادة الزملاء في منتدى البحوث الاقتصادية في القاهرة، وعلى رأسهم الدكتور إبراهيم البدوي على تشجيعهم للبحث العلمي وتوفير البيانات وإتاحتها للباحثين.

المراجع

- Alzubaidi, M. (2020). "The impact of overeducation on job outcomes: evidence from Saudi Arabia", ***International Journal of Research in Business and Social Science***, 9 (4), 104–120.
- Angrist, J. D. and Pischke, J. S. (2008). ***Mostly harmless econometrics***. USA: Princeton University Press.
- Bender, K. A. and Heywood, J. S. (2011). "Educational mismatch and the careers of scientists", ***Education Economics***, 19 (3), 253–274.
- Bhatti, S. H.; Bourdon, J. and Aslam, M. (2013). "Economic returns to education in France: OLS and instrumental variable estimations", ***The Lahore Journal of Economics***, 18 (2), 51-63.
- Bingley, P. and Martinello, A. (2017). "Measurement error in income and schooling and the bias of linear estimators", ***Journal of Labor Economics***, 35 (4), 1117–1148.
- Broniatowska, P. (2021). "Wage effects of overeducation: Evidence from Poland", ***Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics***, n/a, (n/a), 24–53.
- Brunello, G. and Wruuck, P. (2021). "Skill shortages and skill mismatch: A review of the literature", ***Journal of Economic Surveys***, n/a (n/a), n/a.
- Card, D. (1994). "Earnings, schooling and ability revisited", In: ***NBER Working Paper***. Princeton University, Department of Economics, Industrial Relations Section. New Jersey, USA, 1/5/1994.
- Card, D. (1999). The causal effect of education on earnings. ***Handbook of Labor Economics***, 3 (n/a), 1801–1863.
- Card, D. (2001). "Estimating the return to schooling: progress on some persistent econometric problems", ***Econometrica***, 69 (5), 1127–1160.
- Carmichael, F.; Darko, C. and Kanji, S. (2021). "Wage effects of educational mismatch and job search in Ghana and Kenya", ***Education Economics***, n/a (n/a), 1–20.
- David, A. and Nordman, C. J. (2017). "Education mismatch and return migration in Egypt and Tunisia", ***Espace Populations Sociétés. Space Populations Societies***, n/a (n/a), n/a.
- Gaeta, G. L.; Lubrano Lavadera, G. and Pastore, F. (2021). "The effect of job-education vertical mismatch on wages among recent PhD graduates: Evidence from an instrumental variable analysis", ***Italian Economic Journal***, n/a (n/a), 1–29.
- Ghanaiem, M. and Kamal Abdual Shafy, H. (2021). "Overeducation in Egypt and its impact on labour market and unemployment, higher education: Case Study", ***Sohag University International Journal of Educational Research***, 4 (4), 27–35.
- Harmon, C., Oosterbeek, H. and Walker, I. (2003a). "The returns to education: Microeconomics", ***Journal of Economic Surveys***, 17 (2), 115–156.
- Harmon, C.; Oosterbeek, H. and Walker, I. (2003b). "The returns to education: Microeconomics", ***Journal of Economic Surveys***, 17 (2), 115–156.
- Imbens, G. W. (2002). "Generalized method of moments and empirical likelihood", ***Journal of Business and Economic Statistics***, 20(4), 493–506.
- Imbens, G. W. (2014). "Instrumental variables: An econometrician's perspective", ***Statistical Science***, 29 (3), 323-358.
- Leuven, E. and Oosterbeek, H. (2011). "Overeducation and mismatch in the labor market", ***Handbook of the Economics of Education***, 4 (n/a), 283–326.

- Mazza, A., Battisti, M., Ingrassia, S. and Punzo, A. (2017). "Modeling return to education in heterogeneous populations: An application to Italy", ***Scientific Meeting of the Classification and Data Analysis Group of the Italian Statistical Society***, n/a (n/a), 121–131.
- Nordin, M.; Persson, I. and Rooth, D. O. (2010). "Education-occupation mismatch: Is there an income penalty?", ***Economics of Education Review***, 29(6), 1047–1059.
- Patrinos, H. A.; Psacharopoulos, G. and Tansel, A. (2021). "Private and social returns to investment in education: The case of turkey with alternative methods", ***Applied Economics***, 53 (14), 1638-1658.
- Rizk, R. (2019). "Returns to education in MENA countries: A continuing story of under-achievement. ***International Journal of Education Economics and Development***, 10 (4), 427–448.
- Robst, J. (2007). "Education and job match: the relatedness of college major and work", ***Economics of Education Review***, 27 (4), 397–407.
- Summerfield, F. and Theodossiou, I. (2017). "The effects of macroeconomic conditions at graduation on overeducation", ***Economic Inquiry***, 55 (3), 1370–1387.
- Trostel, P.; Walker, I. and Woolley, P. (2002). "Estimates of the economic return to schooling for 28 countries", ***Labour Economics***, 9 (1), 1–16.
- Tsang, M. C. and Levin, H. M. (1985). "The economics of overeducation", ***Economics of Education Review***, 4 (2), 93–104.
- Vivatsurakit, T. and Vechbanyongratana, J. (2020). "Returns to education among the informally employed in Thailand", ***Asian-Pacific Economic Literature***, 34 (1), 26–43.
- Wu, N. and Wang, Q. (2018). "Wage penalty of overeducation: new micro-evidence from China", ***China Economic Review***, 50, (n/a), 206–217.

الملاحق

الجدول A1

مقدرات طريقة المربعات الصغرى للعائد على التعليم

	الأردن		تونس		مصر	
	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي
عدد سنوات التعليم	0.036***	0.037***	0.039***	0.038***	0.021***	0.018***
	(0.002)	(0.002)	(0.005)	(0.005)	(0.002)	(0.002)
النوع: ذكر	0.207***	0.189***	0.237***	0.232***	0.348***	0.361***
	(0.024)	(0.021)	(0.054)	(0.053)	(0.027)	(0.028)
متغير صوري: الريف	0.092***	0.088***	0.060	0.047	0.168***	0.210***
	(0.017)	(0.015)	(0.039)	(0.039)	(0.030)	(0.031)
متغير صوري: تقدير جيد على الأقل	0.066***	0.052***	0.303***	0.301***	0.086***	0.071***
	(0.021)	(0.019)	(0.084)	(0.083)	(0.024)	(0.025)
العمر بالسنوات^2	0.716-	1.019-*	1.750	1.596	1.836-***	2.062-***
	(0.618)	(0.557)	(1.579)	(1.555)	(0.682)	(0.704)
مربع لعمر بالسنوات^2	1.223	1.511**	1.391-	1.129-	2.428***	2.436***
	(0.804)	(0.726)	(2.027)	(1.997)	(0.842)	(0.868)
عدد سنوات الخبرة^2	2.413***	2.604***	1.207*	1.131*	2.830***	2.715***
	(0.312)	(0.281)	(0.682)	(0.672)	(0.286)	(0.295)
مربع عدد سنوات الخبرة^2	0.000-***	0.001-***	0.000-*	0.000-*	0.000-***	0.000-***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
عدد أفراد الأسرة	0.006-*	0.006-**	0.026-**	0.026-**	0.019-***	0.021-***
	(0.003)	(0.003)	(0.013)	(0.013)	(0.005)	(0.005)
متغير صوري: رب الأسرة	0.008	0.020	0.054-	0.058-	0.024	0.041
	(0.021)	(0.019)	(0.061)	(0.060)	(0.025)	(0.025)
متغير صوري: العمل يحتاج مهارات	0.062***	0.031*	0.087**	0.090**	0.011	0.013-
	(0.019)	(0.017)	(0.041)	(0.040)	(0.017)	(0.018)
متغير صوري: القطاع الرسمي	0.137***	0.138***	0.376***	0.357***	0.147***	0.051**
	(0.020)	(0.018)	(0.048)	(0.048)	(0.022)	(0.023)
متغير صوري: حجم الشركة 5-9 موظفين	0.048	0.042	0.078	0.083	0.070***	0.075***
	(0.033)	(0.030)	(0.069)	(0.068)	(0.027)	(0.028)
متغير صوري: حجم الشركة 10-24 موظف	0.038	0.051**	0.014	0.021	0.121***	0.147***
	(0.026)	(0.024)	(0.067)	(0.066)	(0.028)	(0.029)
متغير صوري: حجم الشركة 49-25 موظف	0.060**	0.076***	0.054	0.053	0.129***	0.148***
	(0.027)	(0.024)	(0.075)	(0.074)	(0.032)	(0.033)
متغير صوري: حجم الشركة 99-50 موظف	0.132***	0.116***	0.172**	0.155**	0.114***	0.131***
	(0.031)	(0.028)	(0.069)	(0.068)	(0.034)	(0.035)
متغير صوري: حجم الشركة 100 موظف فأكثر	0.129***	0.131***	0.167***	0.146***	0.173***	0.102***
	(0.024)	(0.021)	(0.050)	(0.049)	(0.025)	(0.025)
متغير صوري: نوع التعاقد دائم	0.195***	0.183***	0.270***	0.255***	0.076***	0.066***
	(0.028)	(0.026)	(0.061)	(0.060)	(0.021)	(0.022)
معاملات المتغيرات الصورية للمناطق غير معروضة مع هذه النتائج						
Constant	5.845***	5.902***	5.613***	5.668***	7.992***	8.070***
	(0.114)	(0.103)	(0.289)	(0.285)	(0.122)	(0.126)
Observations	4,141	4,141	967	967	6,904	6,904
R-squared	0.218	0.250	0.346	0.335	0.148	0.107
r2_a	0.215	0.246	0.331	0.319	0.145	0.104
F	57.56	68.71	22.75	21.61	54.31	37.40

[1] مستويات المعنوية: *** p<0.1 ,* p<0.05 ,** p<0.01. الأرقام داخل الأقواس هي الأخطاء المعيارية السليمة من اختلاف التباين heteroskedasticity-robust standard errors.

[2] تم إعادة قياس متغيرات العمر وعدد سنوات الخبرة بقسمة كل منهما على 100 قبل أخذ الصيغة التربيعية.

الجدول A2

مقدرات طريقة العزوم المعممة للعائد على التعليم

	الأردن		تونس		مصر	
	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي
عدد سنوات التعليم	0.070***	0.073***	0.089***	0.083***	0.085***	0.054***
	(0.016)	(0.015)	(0.016)	(0.015)	(0.012)	(0.012)
النوع: ذكر	0.225***	0.208***	0.218***	0.214***	0.332***	0.353***
	(0.025)	(0.023)	(0.047)	(0.046)	(0.028)	(0.029)
متغير صوري: الريف	0.077***	0.072***	0.012-	0.015-	0.095***	0.170***
	(0.018)	(0.016)	(0.040)	(0.039)	(0.034)	(0.033)
متغير صوري: تقدير جيد على الأقل	0.090-	0.116-*	0.007-	0.024	0.159-***	0.068-
	(0.077)	(0.069)	(0.132)	(0.128)	(0.053)	(0.055)
العمر بالسنوات^2	0.509-	0.780-	0.614-	0.550-	0.973-	1.618-**
	(0.700)	(0.636)	(1.625)	(1.580)	(0.773)	(0.733)
مربع لعمر بالسنوات^2	0.853	1.104	1.486	1.479	0.795	1.562*
	(0.921)	(0.851)	(2.030)	(1.971)	(0.984)	(0.938)
عدد سنوات الخبرة^2	2.275***	2.416***	2.251***	2.044***	2.895***	2.785***
	(0.365)	(0.333)	(0.647)	(0.621)	(0.323)	(0.306)
مربع عدد سنوات الخبرة^2	0.000-***	0.000-***	0.000-***	0.000-***	0.000-***	0.000-***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
عدد أفراد الأسرة	0.007-**	0.007-**	0.028-**	0.027-**	0.019-***	0.021-***
	(0.003)	(0.003)	(0.012)	(0.012)	(0.006)	(0.005)
متغير صوري: رب الأسرة	0.030	0.042*	0.052-	0.058-	0.070***	0.066**
	(0.023)	(0.022)	(0.061)	(0.060)	(0.027)	(0.027)
متغير صوري: العمل يحتاج مهارات	0.042*	0.010	0.030	0.034	0.024-	0.035-*
	(0.023)	(0.021)	(0.039)	(0.038)	(0.019)	(0.019)
متغير صوري: القطاع الرسمي	0.100***	0.098***	0.245***	0.237***	0.008	0.027-
	(0.028)	(0.025)	(0.063)	(0.062)	(0.036)	(0.036)
متغير صوري: حجم الشركة 5-9 موظفين	0.027	0.019	0.043	0.055	0.060**	0.070**
	(0.041)	(0.038)	(0.072)	(0.071)	(0.029)	(0.028)
متغير صوري: حجم الشركة 10-24 موظف	0.006-	0.004	0.008-	0.008	0.072**	0.118***
	(0.036)	(0.033)	(0.077)	(0.075)	(0.031)	(0.031)
متغير صوري: حجم الشركة 49-25 موظف	0.018	0.031	0.047	0.052	0.052	0.104***
	(0.035)	(0.032)	(0.065)	(0.063)	(0.035)	(0.035)
متغير صوري: حجم الشركة 99-50 موظف	0.083*	0.060	0.144**	0.134**	0.008	0.072*
	(0.046)	(0.039)	(0.066)	(0.063)	(0.040)	(0.040)
متغير صوري: حجم الشركة 100 موظف فأكثر	0.092***	0.091***	0.120***	0.108***	0.100***	0.060**
	(0.032)	(0.029)	(0.041)	(0.039)	(0.030)	(0.030)
متغير صوري: نوع التعاقد دائم	0.178***	0.168***	0.293***	0.281***	0.069***	0.062***
	(0.033)	(0.030)	(0.072)	(0.071)	(0.024)	(0.022)
معاملات المتغيرات الصورية للمناطق غير معروضة مع هذه النتائج						
Constant	5.534***	5.564***	5.715***	5.755***	7.371***	7.723***
	(0.198)	(0.180)	(0.234)	(0.228)	(0.178)	(0.177)
Observations	4,141	4,141	967	967	6,904	6,904
rss	799.0	663.7	339.1	323.6	3327	3258
J	0.608	2.183	3.548	4.086	1.918	2.084

[1] مستويات المعنوية: *** p<0.1 ,* p<0.05 ,** p<0.01. الأرقام داخل الأقواس هي الأخطاء المعيارية السليمة من اختلاف التباين heteroskedasticity-robust standard errors.

[2] تم إعادة قياس متغيرات العمر وعدد سنوات الخبرة بقسمة كل منهما على 100 قبل أخذ الصيغة التربيعية.

الجدول A1

مقدرات طريقة المربعات الصغرى للعائد على التعليم

	الأردن		تونس		مصر	
	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي
عدد سنوات التعليم للوظيفة	0.036***	0.037***	0.043***	0.042***	0.024***	0.019***
	(0.002)	(0.002)	(0.005)	(0.005)	(0.002)	(0.002)
عدد سنوات زيادة التعليم	0.026***	0.026***	0.012	0.012*	0.017***	0.016***
	(0.003)	(0.003)	(0.007)	(0.007)	(0.003)	(0.003)
عدد سنوات نقص التعليم	-0.031***	-0.040***	-0.046***	-0.045***	-0.011	-0.015
	(0.009)	(0.008)	(0.018)	(0.017)	(0.009)	(0.009)
النوع: ذكر	0.215***	0.198***	0.252***	0.246***	0.356***	0.364***
	(0.023)	(0.021)	(0.053)	(0.052)	(0.027)	(0.028)
متغير صوري: الريف	0.094***	0.090***	0.067*	0.053	0.162***	0.208***
	(0.016)	(0.015)	(0.039)	(0.038)	(0.030)	(0.031)
متغير صوري: تقدير جيد على الأقل	0.036*	0.020	0.251***	0.251***	0.058**	0.058**
	(0.022)	(0.020)	(0.084)	(0.083)	(0.026)	(0.026)
العمر بالسنوات[2]	-0.709	-1.025*	1.699	1.546	-1.958***	-2.113***
	(0.615)	(0.554)	(1.558)	(1.535)	(0.683)	(0.705)
مربع لعمر بالسنوات[2]	1.172	1.475**	-1.541	-1.273	2.496***	2.459***
	(0.801)	(0.722)	(2.000)	(1.972)	(0.843)	(0.870)
عدد سنوات الخبرة[2]	2.316***	2.521***	1.326**	1.246*	2.886***	2.739***
	(0.311)	(0.280)	(0.673)	(0.663)	(0.286)	(0.296)
مربع عدد سنوات الخبرة[2]	-0.000***	-0.001***	-0.000*	-0.000*	-0.001***	-0.000***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
عدد أفراد الأسرة	0.005-	0.004-	-0.022*	-0.022*	-0.018***	-0.021***
	(0.003)	(0.003)	(0.012)	(0.013)	(0.005)	(0.005)
متغير صوري: رب الأسرة	0.011	0.022	0.048-	0.053-	0.025	0.041
	(0.021)	(0.019)	(0.060)	(0.059)	(0.025)	(0.025)
متغير صوري: العمل يحتاج مهارات	0.057***	0.026	0.053	0.057	0.008	0.014-
	(0.019)	(0.017)	(0.041)	(0.040)	(0.017)	(0.018)
متغير صوري: القطاع الرسمي	0.125***	0.127***	0.344***	0.325***	0.122***	0.040*
	(0.020)	(0.018)	(0.048)	(0.048)	(0.023)	(0.024)
متغير صوري: حجم الشركة 5-9 موظفين	0.041	0.034	0.083	0.087	0.070**	0.074***
	(0.033)	(0.030)	(0.068)	(0.067)	(0.027)	(0.028)
متغير صوري: حجم الشركة 10-24 موظف	0.020	0.035	0.008	0.016	0.116***	0.145***
	(0.026)	(0.024)	(0.066)	(0.065)	(0.028)	(0.029)
متغير صوري: حجم الشركة 49-25 موظف	0.043	0.060**	0.034	0.033	0.119***	0.143***
	(0.027)	(0.024)	(0.074)	(0.073)	(0.032)	(0.033)
متغير صوري: حجم الشركة 99-50 موظف	0.114***	0.099***	0.159**	0.142**	0.102***	0.126***
	(0.031)	(0.028)	(0.068)	(0.067)	(0.034)	(0.035)
متغير صوري: حجم الشركة 100 موظف فأكثر	0.109***	0.113***	0.143***	0.123**	0.162***	0.097***
	(0.024)	(0.021)	(0.049)	(0.049)	(0.025)	(0.026)
متغير صوري: نوع التعاقد دائم	0.181***	0.169***	0.270***	0.255***	0.072***	0.064***
	(0.028)	(0.026)	(0.060)	(0.059)	(0.021)	(0.022)
معاملات المتغيرات الصورية للمناطق غير معروضة مع هذه النتائج						
Constant	5.913***	5.980***	5.727***	5.778***	8.031***	8.089***
	(0.115)	(0.103)	(0.286)	(0.282)	(0.122)	(0.126)
Observations	4,141	4,141	967	967	6,904	6,904
R-squared	0.226	0.259	0.365	0.353	0.150	0.107
r2_a	23	23	25	25	25	25
F	0.222	0.255	0.349	0.337	0.147	0.104

[1] مستويات المعنوية: *** p<0.1 ,** p<0.05 ,* p<0.01. الأرقام داخل الأقواس هي الأخطاء المعيارية السليمة من اختلاف التباين heteroskedasticity-robust standard errors.

[2] تم إعادة قياس متغيرات العمر وعدد سنوات الخبرة بقسمة كل منهما على 100 قبل أخذ الصيغة التربيعية.

الجدول A2

مقدرات طريقة العزوم المعممة للعائد على التعليم

	الأردن		تونس		مصر	
	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي	الراتب الإجمالي	الراتب الأساسي
عدد سنوات التعليم للوظيفة	0.079***	0.083***	0.083***	0.082***	0.081***	0.059***
	(0.013)	(0.012)	(0.014)	(0.012)	(0.022)	(0.021)
عدد سنوات زيادة التعليم	0.025	0.036	0.072	0.052	0.054	0.037
	(0.026)	(0.024)	(0.065)	(0.060)	(0.050)	(0.048)
عدد سنوات نقص التعليم	-0.225	-0.260*	-0.230	-0.101	-0.480*	-0.413
	(0.152)	(0.137)	(0.302)	(0.274)	(0.287)	(0.278)
النوع: ذكر	0.266***	0.246***	0.248***	0.237***	0.324***	0.341***
	(0.027)	(0.026)	(0.057)	(0.053)	(0.048)	(0.047)
متغير صوري: الريف	0.079***	0.071***	0.025	0.003-	0.077*	0.143***
	(0.019)	(0.017)	(0.063)	(0.058)	(0.044)	(0.043)
متغير صوري: تقدير جيد على الأقل	-0.307***	-0.324***	0.030-	0.002-	0.170**	0.104-
	(0.068)	(0.063)	(0.119)	(0.104)	(0.072)	(0.070)
العمر بالسنوات[2]	0.628-	0.970-	0.543-	0.388-	0.560	0.052-
	(0.815)	(0.725)	(1.600)	(1.449)	(1.715)	(1.663)
مربع لعمر بالسنوات[2]	0.737	1.088	1.243	1.013	1.798-	1.037-
	(1.049)	(0.948)	(2.109)	(1.928)	(2.538)	(2.458)
عدد سنوات الخبرة[2]	2.091***	2.380***	2.271***	2.171***	2.395***	2.291***
	(0.504)	(0.442)	(0.713)	(0.609)	(0.532)	(0.512)
مربع عدد سنوات الخبرة[2]	-0.000***	-0.000***	-0.000**	-0.000***	0.000-	0.000-
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
عدد أفراد الأسرة	0.002	0.000	-0.027**	-0.024*	-0.021***	-0.023***
	(0.005)	(0.004)	(0.014)	(0.013)	(0.007)	(0.006)
متغير صوري: رب الأسرة	0.049*	0.060***	0.057-	0.050-	0.086**	0.086**
	(0.025)	(0.023)	(0.066)	(0.061)	(0.037)	(0.036)
متغير صوري: العمل يحتاج مهارات	0.020	0.009-	0.055	0.008	0.015-	0.028-
	(0.025)	(0.023)	(0.137)	(0.129)	(0.022)	(0.021)
متغير صوري: القطاع الرسمي	0.051	0.060**	0.286**	0.221	0.089	0.033
	(0.032)	(0.029)	(0.146)	(0.135)	(0.056)	(0.055)
متغير صوري: حجم الشركة 5-9 موظفين	0.010-	0.015-	0.016	0.034	0.060*	0.068**
	(0.042)	(0.039)	(0.091)	(0.088)	(0.031)	(0.030)
متغير صوري: حجم الشركة 10-24 موظف	0.066-	0.044-	0.028-	0.008-	0.092***	0.130***
	(0.051)	(0.046)	(0.082)	(0.078)	(0.036)	(0.034)
متغير صوري: حجم الشركة 49-25 موظف	0.052-	0.028-	0.047	0.027	0.068*	0.111***
	(0.042)	(0.039)	(0.092)	(0.083)	(0.039)	(0.038)
متغير صوري: حجم الشركة 99-50 موظف	0.012	0.006	0.121*	0.106*	0.015	0.065
	(0.055)	(0.049)	(0.070)	(0.063)	(0.044)	(0.043)
متغير صوري: حجم الشركة 100 موظف فأكثر	0.022	0.041	0.134	0.090	0.100***	0.053
	(0.051)	(0.046)	(0.088)	(0.079)	(0.037)	(0.036)
متغير صوري: نوع التعاقد دائم	0.112***	0.108***	0.257***	0.253***	0.087***	0.076***
	(0.040)	(0.037)	(0.090)	(0.085)	(0.029)	(0.028)
معاملات المتغيرات الصورية للمناطق غير معروضة مع هذه النتائج						
Constant	5.867***	5.854***	5.814***	5.896***	7.449***	7.689***
	(0.269)	(0.247)	(0.297)	(0.262)	(0.480)	(0.466)
Observations	4,141	4,141	967	967	6,904	6,904
rss	942.6	801.4	360.5	310.6	4308	4069
J	2.848	2.119	3.566	5.256	2.803	2.357

[1] مستويات المعنوية: *** p<0.1 ,** p<0.05 ,* p<0.01. الأرقام داخل الأقواس هي الأخطاء المعيارية السليمة من اختلاف التباين heteroskedasticity-robust standard errors.

[2] تم إعادة قياس متغيرات العمر وعدد سنوات الخبرة بقسمة كل منهما على 100 قبل أخذ الصيغة التربيعية.

Estimating Return to Education Under Vertical Mismatch in the Job Market

Dr. Obbey Ahmed Elamin
Department of Economics
College of Business Administration
King Faisal University
Kingdom of Saudi Arabia

ABSTRACT

Education vertical mismatch occurs when an employee in the labour market works in a job that requires different schooling years than what s/he has acquired. This research analyses the impact of vertical mismatch on wage using cross-sectional data in three countries, Jordan, Tunisia and Egypt. The generalized method of moment is used to estimate the return of education under vertical mismatch in the job market. The results show that the return to education is close in the three countries and approximately 7% to 9% for each additional schooling year.

On the other hand, the return of overeducation and undereducation is insignificant. Individuals receive the wages that are determined for their job positions, which creates a wage penalty that approximates 8% for each additional year of overeducation. The research suggests that it is important to focus on active labour market programmes to reduce the stock of mismatched workers, re-regulate the job-market to reduce the wage gap. Focus on institutional linkage between the education and business sectors to develop curriculums that in line with job-market requirements.

Keywords: *Generalized Method of Moments, Wages, Job-market, Return to Education, Vertical Mismatch, Wage Penalty.*