

العوامل المؤثرة في تحصيل الرياضيات لدى تلاميذ المرحلة الإعدادية في المغرب

أحمد أغبال

خالد ملهوني

محمد حابا

جامعة محمد الخامس الرباط - كلية الآداب والعلوم الإنسانية -

ملخص

تم تصميم الدراسة الحالية من أجل الكشف عن أثر بعض المتغيرات الشخصية والأسرية على التحصيل الدراسي في مادة الرياضيات لدى تلاميذ المرحلة الإعدادية في المغرب. يتعلق الأمر بالأداء السابق والكفاءة الذاتية المدركة والانفعالات الأكاديمية والموارد التربوية الأسرية. وأجري البحث على عينة من تلاميذ الصف الأول والصف الثالث الإعدادي بلغ عددها 1190 تلميذا وتلميذة. واستخدم أسلوب تحليل المسار لاختبار النموذج المقترح لتفسير تباين درجات التلاميذ في الرياضيات. ومن أهم النتائج المتوصل إليها وجود فروق معنوية بين نموذج الصف الأول ونموذج الصف الثالث الإعدادي تعزى إلى ثلاث عوامل أساسية، وهي الأداء السابق والكفاءة الذاتية المدركة والقدرة على تدبير الواجبات المنزلية. تختلف القوة التفسيرية لهذه العوامل من مرحلة دراسية إلى أخرى، حيث يتراجع التأثير الإيجابي للأداء السابق على التحصيل في الرياضيات، بينما يتزايد تأثير الكفاءة الذاتية المدركة. وكذلك يزداد تأثير القدرة على تدبير الواجبات المنزلية على الكفاءة الذاتية مع مرور الوقت.

الكلمات المفتاحية:

الكفاءة الذاتية المدركة، شغف الرياضيات، قلق الرياضيات، مفهوم الذات الأكاديمي، الأداء السابق، مهارات تدبير الواجبات المنزلية، الموارد التربوية الأسرية.

Abstract

The current study was designed to investigate the effect of personal and familial variables on students' mathematics achievement in Morocco. These variables were selected on the basis of both theoretical and empirical considerations. The variables considered include: Prior performance, perceived self-efficacy, academic emotions, homework management skills, and home educational resources. 1190 students in the 7th and 9th grades were invited to participate in the study. Path analysis was used to test the proposed model for

explaining variations in mathematics scores. The analysis resulted in significant differences between 7th and 9th grades models due to three factors: prior performance, self-efficacy and homework management skills: the effect of prior performance on mathematics achievement decreases substantially over time, while the impact of self-efficacy significantly increases. Furthermore, the effect of homework management skills on perceived self-efficacy varies significantly across grade levels.

Keywords :

Perceived self-efficacy, liking mathematics, mathematics anxiety, academic self-concept, prior performance, homework management skills, home educational resources.

مقدمة

يتمحور موضوع هذه الدراسة حول العلاقة بين الكفاءة الذاتية المُدرَكة والانفعالات الأكاديمية والقدرة على تدبير الواجبات المنزلية، والأداء السابق، من جهة، والتحصيل الدراسي من جهة أخرى. وتسعى الدراسة إلى الكشف عن بنية العلاقات بين هذه المتغيرات باستخدام طريقة النمذجة بالمعادلة البنائية، وذلك من أجل التحقق من بعض الفرضيات المرتبطة بنظرية الكفاءة الذاتية ونظرية التحكم-القيمة control-value theory في سياق المجتمع المغربي.

يقول ألبرت باندورا بوجود علاقة بين الكفاءة الذاتية والقدرة على التحكم في الوقائع والتأثير في مجريات الأحداث، والقدرة على أداء المهام المطلوب إنجازها في مختلف مجالات الحياة ويعرفها بأنها "قناعة الفرد بقدرته على تنفيذ السلوك المطلوب بنجاح من أجل تحقيق النتائج المتوقعة (Bandura, 1977, p. 193). ويميز، في نفس السياق، بين مفهوم توقعات الكفاءة ومفهوم توقعات نتائج السلوك. يدل هذا المفهوم، في نظره، على "اعتقاد الفرد بأن سلوكا معيناً يفضي إلى نتيجة محددة". ولكن إيمان الفرد بوجود علاقة سببية بين هذا الفعل وتلك النتيجة لا يؤثر في سلوكه طالما أن لديه شكوكا حول قدرته على تنفيذ السلوك المطلوب لتحقيق النتيجة المرغوب فيها. إن عدم الثقة في القدرة على القيام بفعل ما يزرع الخوف في نفس الفرد ويثنيه عن بذل مزيد من المجهودات لمواجهة الصعوبات ومختلف أنواع التحديات. وفي المقابل، يتيح الإيمان بالكفاءة الذاتية للفرد إمكانية التكيف مع مختلف الوضعيات والمواقف، ويساعده على مواجهة

التحديات والصعوبات من خلال التحكم في طاقته الذاتية ومضاعفة الجهود للتغلب على العقبات. ومن هنا تتبين لنا العلاقة بين الكفاءة الذاتية والانفعالات الأكاديمية في إطار نظرية التحكم-القيمة.

تقوم هذه النظرية على مجموعة من المصادر المتعلقة بالعوامل المثيرة لما يسمى بالانفعالات الأكاديمية أو انفعالات الإنجاز التي تتشكل لدى المتعلمين تجاه الأنشطة التعليمية ونتائجها. وتعرف بأنها الانفعالات النفسية المرتبطة بشكل مباشر بإنجاز الأنشطة التعليمية، كالشعور بالمتعة أو الملل أثناء التعلم، والشعور بالإحباط والغضب عند مواجهة المهام التي تبدو معقدة وصعبة، والشعور بالقلق قبل الامتحان، والطموح إلى النجاح أو الخوف من الفشل، الخ. وتلعب هذه الانفعالات دورا مهما في تحديد مستويات الأداء والتحصيل لدى المتعلمين، وتؤثر على نوعية العملية التعليمية-التعلمية ومدى جودة التعليم (Pekrun, 2006).

وكذلك يفترض وجود علاقة بين الكفاءة الذاتية والقدرة على أداء الواجبات المنزلية. عبر هيفر بمبوتوني عن تصوره للعلاقة بين هذين المتغيرين بقوله: "يمكن للواجبات المنزلية أن تساهم في تحسين وتنمية عمليات التنظيم الذاتي self-regulation والإيمان بالكفاءة الذاتية؛ كما أنها تساهم في تنمية القدرة على تحديد الأهداف وتدبير الزمن، وتنظيم محيط العمل، والمحافظة على التركيز والانتباه" (Bembenutty, 2011, p. 449). عرف هاريس كوبر الواجبات المنزلية بأنها "كل عمل يكلف المدرس تلامذته بإنجازه خارج أوقات العمل داخل المدرسة" (Cooper, 1989, p. 7). ويدل مفهوم الواجبات المنزلية حسب جوسلين بوتلر على "الوقت الذي يقضيه التلاميذ خارج الفصول الدراسية للقيام بالأنشطة التي كلفوا بها من أجل التمرس وتعزيز أو تطبيق المهارات والمعارف المكتسبة حديثا، واكتساب المهارات الضرورية لمتابعة الدراسة بشكل مستقل (Butler, 1987). ذلك لأن إنجاز الواجبات المنزلية يتم في غياب مراقبة المدرس الذي لم يكن قد قدم لتلامذته إلا الحد الأدنى من التعليمات بشأنها. وفي المقابل، يمكن للتلميذ أن يتلقى الدعم والمساعدة من قبل أبويه أو زملائه. ولذلك تعتبر الكفاءة الذاتية المدركة شرطا ضروريا لاكتساب القدرة على التعلم الذاتي المستقل (Cera, Mancini & Antonietti, 2013). ويمكن ان نفترض أيضا بأنها تنمو بنمو القدرة على تدبير الواجبات المنزلية.

وأما فيما يتعلق بمسألة العلاقة بين الواجبات المنزلية والتحصيل الدراسي، فقد كانت محط جدل ونقاش حادين على امتداد العقود الماضية بين من يقول بعدم جدوى الواجبات المنزلية، ويحاول جاهدا إبراز مساوئها المحتملة، وبين من يعمل على إظهار دورها الإيجابي بالنسبة للمتعلمين؛ بين من يقول بوجود علاقة ارتباط بينها وبين التحصيل الدراسي، ومن ينفي وجود هذه العلاقة (Cooper, 1994). تهدف الدراسة الحالية إلى التحقق من فرضية وجود علاقة بين التحصيل في مادة الرياضيات والمواظبة على القيام بالواجبات المنزلية.

مشكلة الدراسة

تسعى الدراسة الحالية إلى بناء نموذج للعلاقات بين الأداء السابق، والموارد التربوية الأسرية، والقدرة على تدير الواجبات المدرسية، والكفاءة الذاتية المدركة، والانفعالات الأكاديمية، والتحصيل في مادة الرياضيات بوصفه متغيرا تابعا. وتكمن مشكلة البحث في التعرف على العوامل التي تؤثر على التحصيل في الرياضيات، وتقدير أهميتها النسبية، وبيان ما إذا كان مقدار تأثير كل واحد منها ثابت أم أنه يتغير مع مرور الزمن بعد الانتقال من مرحلة دراسية إلى أخرى. والسؤال المطروح هنا هو: هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين نتائج تطبيق النموذج النظري المقترح على بيانات عينة الصف الأول الإعدادي ونتائج تطبيقه على بيانات عينة الصف الثالث الإعدادي؟ وما الذي يفسر التغيرات المحتملة في القوة التفسيرية لتلك العوامل؟

وقد تمت صياغة هذا النموذج في ضوء نظرية التحكم-القيمة ونظرية التعلم الاجتماعي ونتائج الدراسات السابقة حول الواجبات المنزلية. تحتل الكفاءة الذاتية المدركة مكانة مركزية في هذا النموذج، من حيث أنها تلعب دور المتغير الوسيط في العلاقة بين بعض العوامل الشخصية والأسرية، من جهة، وبين الانفعالات الأكاديمية ومستوى الأداء في الرياضيات من جهة أخرى. وتكمن أهمية هذا النموذج في كونه يكشف عن أهمية الدور الذي تلعبه الكفاءة الذاتية بالنسبة للتلاميذ، وخاصة عندما يلجون مرحلة جديدة من مراحل التعليم يواجهون فيها مهام جديدة أكثر تعقيدا. وقد تم استخدام أسلوب نمذجة المعادلات الهيكلية (Structural Equation Modeling (SEM) المتمثل في تقنية

تحليل المسار بواسطة برنامج Amos من أجل اختبار علاقات التأثير المباشر للمتغيرات الخارجية أو المستقلة (الموارد التربوية الأسرية، الأداء السابق، القدرة على تدبير الواجبات المنزلية) على التحصيل في مادة الرياضيات، وتأثيراتها غير المباشرة من خلال سلسلة من المتغيرات الوسيطة (الكفاءة الذاتية المدركة، الانفعالات الأكاديمية، مفهوم الذات في الرياضيات). وقد تم تطبيق النموذج المقترح على بيانات العينة الكلية وعينتي الصف الأول والصف الثالث الإعدادي كل على حدة، وذلك بناء على فرضية مفادها أن القوة التفسيرية لبعض المتغيرات تختلف باختلاف المستوى الدراسي. تستند هذه الفرضية على ما توصل إليه كوبر وزملاؤه (Cooper, Robinson & Pataall, 2006) بخصوص علاقة الارتباط بين الواجبات المدرسية والتحصيل الدراسي، حيث تبين أن درجة الارتباط بين هذين المتغيرين تختلف باختلاف المستوى الدراسي، كما سبقت الإشارة إلى ذلك في مقدمة هذه الدراسة.

منهجية الدراسة

شمل مجتمع الدراسة جميع مؤسسات التعليم الثانوي الإعدادي التابعة للمديرية الإقليمية لبولمان، البالغ عددها 17 مؤسسة، تنتمي اثنتان منها إلى التعليم الخصوصي؛ حيث قمنا بسحب قسم واحد من الصف الأول الإعدادي وقسم آخر من الصف الثالث الإعدادي في كل مؤسسة بطريقة عشوائية. وبلغ عدد أفراد عينة الدراسة 1190 تلميذا وتلميذة، منهم 585 في الصف الأول و605 في الصف الثالث. وتشكل الإناث ما نسبته 41,8% من عينة الصف الأول و38,6% من عينة الصف الثالث.

الجدول 1: توزيع أفراد العينة حسب الجنس والعمر(%)

	فئات العمر (الصف الأول الإعدادي)			فئات العمر (الصف الثالث الإعدادي)		
	13-11	14 فما فوق	المجموع	16-14	17 فما فوق	المجموع
الإناث	79,4	20,6	100	97,0	3,0	100
الذكور	67,3	32,7	100	82,7	17,3	100
المجموع	72,3	27,7	100	88,2	11,8	100

أدوات الدراسة

ولجمع البيانات استخدمنا استبياناً يتألف من مجموعة من المقاييس، وفي مقدمتها الصورة المختصرة لمقياس الاتجاه نحو الرياضيات الذي بلوره فينيمان وشيرمان (Fennema & Sherman, 1976). وضم الاستبيان أيضاً مقياس تدبير الواجبات المنزلية (Xu Jianzhong, 2008) Homework Management Scale، ومقياس الكفاءة الذاتية المدركة المشتق من استطلاع تقييم الاتجاهات المدرسية School Attitudes Assessment Survey (McCoach, 2002). ومقياس الموارد التربوية الأسرية، وأسئلة حول الخصائص الديموغرافية لأفراد العينة. ولقياس التحصيل في مادة الرياضيات، استخدمنا نتائج امتحانات المرور من المرحلة الابتدائية إلى المرحلة الإعدادية، ونتائج الاختبارات النهائية لكل من الصف الأول والصف الثالث الإعدادي.

نتائج تحليل المسار للعوامل المؤثرة على التحصيل في الرياضيات

يهدف هذا الجزء من الدراسة إلى اختبار صحة النموذج النظري المقترح لدراسة العوامل المؤثرة على مستوى التحصيل في مادة الرياضيات. وقد تمت بلورة هذا النموذج في ضوء نظرية التحكم القيمة ونظرية التعلم الاجتماعي وفعالية الذات ونتائج الدراسات السابقة حول الواجبات المنزلية. وقد تم استخدام أسلوب نمذجة المعادلات الهيكلية Structural Equation Modeling (SEM) المتمثل في تقنية تحليل المسار بواسطة برنامج Amos من أجل اختبار علاقات التأثير المباشر للمتغيرات الخارجية أو المستقلة (الموارد التربوية الأسرية، الأداء السابق، القدرة على أداء الواجبات المنزلية) على التحصيل في مادة الرياضيات، وتأثيراتها غير المباشرة عليه من خلال جملة من المتغيرات الوسيطة (الكفاءة الذاتية المدركة، مفهوم الذات في الرياضيات، والانفعالات الأكاديمية المتمثلة في شغف وقلق الرياضيات). ويعتبر أسلوب نمذجة المعادلات الهيكلية امتداداً لنموذج الانحدار الخطي المتعدد، ويفترض وجود علاقات خطية بسيطة بين كل زوج من المتغيرات. وقد تم تطبيق النموذج المقترح على بيانات العينة الكلية والمجموعات الفرعية المصنفة حسب المستوى الدراسي (الأولى إعدادي والثالثة إعدادي)، وذلك على افتراض أن القوة التفسيرية للمتغيرات تختلف

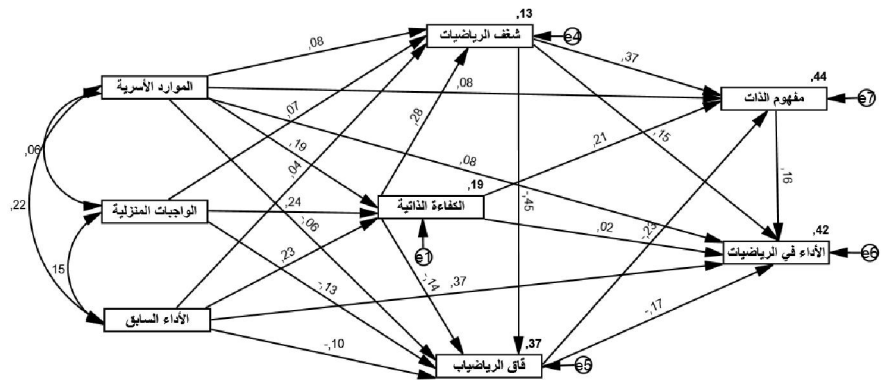
باختلاف المستوى الدراسي. تستند هذه الفرضية على ما توصل إليه كوبر وزملاؤه (Cooper, Robinson & Pataall, 2006) بخصوص علاقة الارتباط بين الواجبات المدرسية والتحصيل الدراسي، حيث تبين لهم أن درجة الارتباط بين هذين المتغيرين تختلف باختلاف المستوى الدراسي، كما سبقت الإشارة إلى ذلك في مقدمة هذه الدراسة. وقبل عرض نتائج تحليل المسار، لابد من اختبار مدى مطابقة النموذج النظري المقترح للبيانات الواقعية الملاحظة. يعرض الجدول رقم 6 مؤشرات ملائمة النموذج للبيانات.

الجدول 6: مؤشرات حسن مطابقة النموذج النظري للبيانات

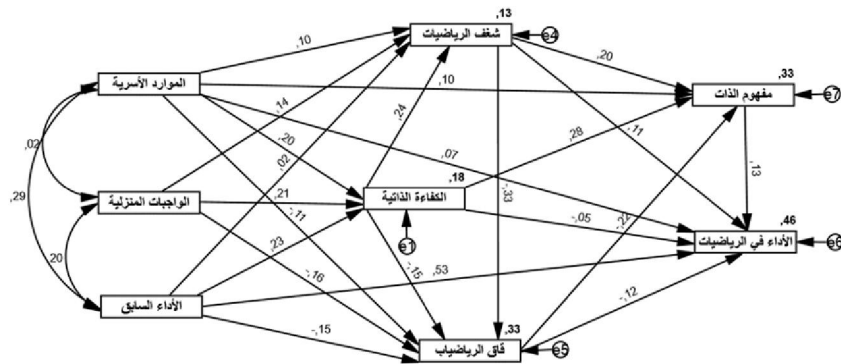
مؤشرات حسن المطابقة	قيمة المؤشر	عتبة القبول
قيمة كاي تربيع (CMIN)	4,634	-
درجة الحرية (DF)	6	-
نسبة كاي تربيع إلى درجات الحرية (CMIN/DF)	0,772	بين 1 و 3
مؤشر المطابقة المقارن (CFI)	1.000	> 95
جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR)	0,005	< 0,08
الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA)	0,000	< 0,06
اختبار مدى معنوية المطابقة PClose	0,998	> 0,05
مؤشر حسن المطابقة المصحح بدرجات الحرية (AGFI)	0,988	> 90
مؤشر حسن المطابقة (GFI)	0,999	> 90

تشير مؤشرات جودة المطابقة إلى أن ملائمة النموذج الهيكلي المقترح للبيانات ممتازة، ويمكن بالتالي الاعتماد عليه للجزم بمعنوية معاملات الانحدار المنبثقة عن تحليل المسار. وفيما يلي عرض مفصل لنتائج هذا التحليل.

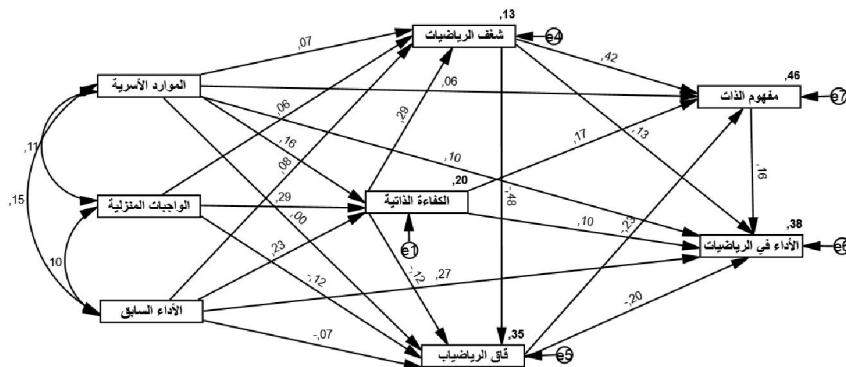
يظهر الشكل رقم 3 المسار التخطيطي للعينة الكلية، ويظهر الشكلان 4 و 5 المسار التخطيطي لكل من الصف الأول والثالث الإعدادي على التوالي. وقد استخدمت فيها أوزان الانحدار المعيارية $\text{standardized regression weights}$ ومعاملات التحديد (R^2).



الشكل 3: نموذج العينة الكلية



الشكل 4: نموذج الصف الأول الإعدادي



الشكل 5: نموذج الصف الثالث الإعدادي

وللتأكد من وجود فرق بين نموذج السنة الأولى ونموذج السنة الثالثة، أجرينا اختبار كاي تربيع للفرق بين نتائج تحليل المسار. ودلت نتائج الاختبار على وجود فرق معنوي بينهما عند مستوى دلالة $p < 0,001$ ، كما هو مبين في الجدول رقم 6.

الجدول 6: نتائج اختبار كاي تربيع للفرق بين نموذج السنة الأولى ونموذج السنة الثالثة إعدادي

TLI	RFI	IFI	NFI				
rho-2	rho-1	Delta-2	Delta-1	P	CMIN	DF	النموذج
,039	,038	,027	,027	,000	58,695	22	الأوزان البنوية

وعليه، يمكن إجراء مقارنة بين مسارات النموذجين للتعرف على مواقع الفروق بينهما. وسنكتفي بعرض المسارات التي توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين معاملاتها المقاسة بوحدات غير معيارية.

الجدول 7: اختبار دلالة الفروق بين معاملات المسارات في نموذجي الصف الأول والثالث الإعدادي

السنة الأولى		السنة الثالثة					
β	p	β	p	z-score			
0,471	0,000	0,290	0,000	-	الأداء السابق	<---	الأداء في الرياضيات
0,163	0,000	0,340	0,000	2,992***	الكفاءة الذاتية	<---	شغف الرياضيات
-	0,205	0,104	0,010	2,8***	الكفاءة الذاتية	<---	الأداء في الرياضيات
0,245	0,000	0,376	0,000	2,18**	شغف المفهوم الذات	<---	الرياضيات
0,339	0,000	0,530	0,000	2,074**	الواجبات	<---	الواجبات المتزلية
-	0,002	-	0,959	2,037**	الموارد التربوية	<---	قلق الرياضيات
0,101		0,002					

*** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$.

توجد فروق جوهرية بين معاملات ما لا يقل عن ستة مسارات في النموذجين، يأتي في مقدمتها المسار المتجه من مستوى الأداء السابق (المعدل المحصل عليه في امتحانات السنة النهائية من السلك الابتدائي) نحو مستوى الأداء الحالي في الرياضيات. ومع أن تأثير الأداء السابق ظل معنوياً وموجباً في كلا النموذجين إلا أن قوته تراجعت بنسبة 38% في السنة الثالثة إحصائي مقارنة بالسنة الأولى إحصائي بدلالة إحصائية تساوي 0,001. وعلى العكس من ذلك، ازداد التأثير الموجب لمتغير الكفاءة الذاتية المدركة على متغيري شغف الرياضيات والأداء في الرياضيات عند الانتقال من السنة الأولى إلى السنة الثالثة إحصائي بدلالة إحصائية تساوي 0,001. وكذلك توجد فروق معنوية عند مستوى 0,01 بين النموذجين فيما يتعلق بمعامل مسار شغف الرياضيات ← مفهوم الذات الأكاديمي ومعامل مسار الواجبات المنزلية ← الكفاءة الذاتية. يميل معامل الانحدار الدال على العلاقة الطردية في كلتا الحالتين إلى الارتفاع عند الانتقال من مستوى دراسي إلى آخر. وتلعب الموارد التربوية الأسرية دوراً مهماً في الحد من قلق الرياضيات في بداية السلك الإحصائي، ولكن تأثيرها الإيجابي يتلاشى نهائياً في نهاية هذا السلك. ويتوقع بناء على ذلك، أن يشتد شعور القلق من الرياضيات عند الانتقال من مستوى دراسي إلى آخر. وبالفعل، دل اختبار "ت" t -test على وجود فرق معنوي بين عينة الصف الأول وعينة الصف الثالث الإحصائي في متوسط درجات الشعور بالقلق من الرياضيات $t(8,19) < 0,001$ ، حيث بلغ متوسط درجات القلق لدى تلاميذ الصف الأول الإحصائي 1,90 مقابل 2,24 لدى تلاميذ الصف الثالث.

الجدول 8: نتائج تحليل المسار للعينة الكلية والعينتين الفرعيتين باستخدام معاملات الانحدار المعيارية

	التأثير المباشر			التأثير غير المباشر			التأثير الكلي		
	المجموع	الأولى	الثالثة	المجموع	الأولى	الثالثة	المجموع	الأولى	الثالثة
الموارد التربوية الأسرية	,19***	,20***	,16***	-	-	-	,19**	,20**	,16*
الكفاءة الذاتية	,09**	,10*	,06	,05**	,05*	,05**	,14*	,14*	,12*
شغف الرياضيات	-6*	-11**	-002	-09**	-	-08*	-15*	-19**	-08*
قلق الرياضيات	,08***	,10**	,06*	,12**	,12*	,09*	,20**	,23**	,16**
مفهوم الذات في الرياضيات	,08***	,07*	,10**	,08**	,06**	,07**	,17**	,12**	,17**
الأداء في الرياضيات									
الواجبات المنزلية	,24***	,21***	,29***	-	-	-	,24*	,21**	,29*
الكفاءة الذاتية	,07*	,14***	,06	,07*	,05**	,08**	,14**	,19**	,14*
شغف الرياضيات	-13***	-	-	-10**	-	-10**	-23**	-26**	-22**
قلق الرياضيات	,16***	,12***		,10**					
مفهوم الذات في الرياضيات	-	-	-	,13*	,15**	,16**	,15*	,15**	,16**
الأداء في الرياضيات	-	-	-	,07**	,06*	,12**	,09**	,06*	,12**

الأداء السابق	الكفاءة الذاتية	شغف الرياضيات	قلق الرياضيات	مفهوم الذات في الرياضيات	الأداء في الرياضيات
23***	23***	23***	-	-	-
23***	23***	23***	07**	06*	06**
15*	08*	10*	10**	06*	08*
17**	21*	18*	10**	06*	08*
14*	13*	13*	14*	13*	13*
36**	57**	44**	10**	04**	07*
27***	53***	37***			
الكفاءة الذاتية	شغف الرياضيات	قلق الرياضيات	مفهوم الذات الأكاديمي	الأداء في الرياضيات	
29***	24***	28***	29***	24***	28***
26**	23*	27**	14**	-	13**
35**	38**	37**	18**	10*	17*
24**	06	17*	14**	10*	15*
10*	05	02			
شغف الرياضيات	قلق الرياضيات	مفهوم الذات في الرياضيات	الأداء في الرياضيات		
48**	33**	45**	-	-	-
53*	27*	48*	11*	07**	11**
31*	18*	30*	18**	07*	15*
13***	11**	15***			

قلق الرياضيات					
مفهوم الذات في الرياضيات	-,23***	-	-	-,23***	-
الأداء في الرياضيات	-,17***	-	-	-,20***	-,23**
مفهوم الذات الأكاديمي					
الأداء في الرياضيات	-,16***	-,13***	-,16***	-,16***	-,13*

*** p-value < 0.001; ** p-value < 0.01; * p-value < 0.05

لنبدأ أولاً بفحص التأثيرات المباشرة للمتغيرات الخارجية (الموارد التربوية الأسرية، الأداء السابق، الواجبات المنزلية) على متغير الكفاءة الذاتية المدركة الذي يلعب دور الوسيط في العلاقة بين المتغيرات الخارجية والانفعالات الأكاديمية. نلاحظ أن تأثيراتها على هذا المتغير موجبة ومعنوية ومتساوية على العموم لدى العينات الثلاث بدلالة إحصائية تساوي 0,001، وذلك باستثناء عينة تلاميذ السنة الثالثة التي بلغت عندها قيمة معامل الانحدار المرتبط بمسار الواجبات المنزلية—الكفاءة الذاتية مستوى قياسيا (0,29) بينما انخفضت عندها قيمة معامل الانحدار المتعلق بمسار الموارد التربوية الأسرية—الكفاءة الذاتية إلى مستوى (0,001 < p) 0,16. ويجب التذكير هنا بأن مقدار تأثير الواجبات المنزلية في الكفاءة الذاتية يختلف بشكل جوهري من مستوى دراسي إلى آخر.

لنفحص الآن التأثيرات المباشرة وغير المباشرة للمتغيرات الخارجية السابقة الذكر على الانفعالات الأكاديمية (شغف وقلق الرياضيات) ومفهوم الذات في الرياضيات. يمارس كل من متغيري الموارد التربوية الأسرية والواجبات المنزلية تأثيراً موجباً ودالاً على الشغف بالرياضيات لدى العينة الكلية وعينة تلاميذ الصف الأول الإعدادي، ولكن هذه التأثيرات الإيجابية تضمحل وتتلاشى بالانتقال إلى مستوى الثالثة إعدادي، حيث تصبح غير دالة إحصائياً. وأما التأثيرات غير

المباشرة لمتغيري الموارد التربوية الأسرية والواجبات المنزلية على شعور الشغف بالرياضيات فإنها موجبة ودالة وثابتة نسبيا لدى العينات الثلاث، حيث تراوحت قيم معاملات الانحدار في المسارات المعنية بين 0,05 و 0,08 بدلالة إحصائية تراوحت بين 0,05 و 0,01. وإذا كانت التأثيرات المباشرة لكل من الموارد التربوية الأسرية والواجبات المنزلية على شعور الشغف بالرياضيات غير دال إحصائيا، فإن ذلك لا يعني عدم وجود علاقة بينها، وإنما يدل على أن تأثيرها يمر كله عبر متغير وسيط، وهو متغير الكفاءة الذاتية، وهذا ما يسمى بالتوسط الكامل. وعلى الجانب الآخر، يؤثر الأداء السابق تأثيرا مباشرا وموجبا في شعور الشغف بالرياضيات لدى عينة تلاميذ الصف الثالث وحدها، ويؤثر فيه تأثيرا موجبا وغير مباشر لدى العينات الثلاث، ويمر تأثيره بالكامل عبر المتغير الوسيط (الكفاءة الذاتية) في نموذج العينة الكلية وعينة تلاميذ الصف الأول، بينما يمر جزء منه فقط عبر هذا المتغير في نموذج الصف الثالث. والملاحظ أن التأثير المباشر الذي يمارسه الأداء السابق على شعور الشغف بالرياضيات يزداد بالانتقال من السنة الأولى إلى السنة الثالثة إحصائي، حيث بلغت قيمة معامل الانحدار المرتبطة بهذا المسار 0,02 (غير دالة) لدى عينة السنة الأولى و 0,08 (دالة عند مستوى 0,05) لدى عينة السنة الثالثة. وفي المقابل، توجد علاقة عكسية بين المتغيرات الخارجية الثلاث (الموارد التربوية الأسرية، الأداء السابق، الواجبات المنزلية) والشعور بالقلق من الرياضيات. وتظهر تأثيراتها المباشرة لدى العينة الكلية وعينة تلاميذ الصف الأول، حيث تراوحت قيم معاملات الانحدار بين -0,06 و -0,16. وهي كلها دالة إحصائيا. وكانت العلاقة بين الواجبات المنزلية والشعور بالقلق من الرياضيات لدى عينة تلاميذ الصف الأول هي الأكثر قوة. وفيما يتعلق بعينة السنة الثالثة إحصائي، لم يثبت وجود أية علاقة مباشرة عندها بين الموارد التربوية الأسرية والأداء السابق، من جهة، وبين الشعور بالقلق من الرياضيات. ولكن الشعور بالقلق من الرياضيات في هذه الحالة يرتبط على نحو غير مباشر بمتغيري الموارد التربوية الأسرية والأداء السابق من خلال توسط متغير الكفاءة الذاتية المدركة، وهو توسط كامل. وتلعب الكفاءة الذاتية المدركة أيضا دور المتغير الوسيط بين المتغيرات الخارجية الثلاث والشعور بالقلق من الرياضيات في نموذج العينة الكلية ونموذج الصف الأول، ولكن التوسط في هذه الحالة كان جزئيا وليس كليا. وكذلك

كانت الكفاءة الذاتية مسؤولة جزئيا عن العلاقة بين الواجبات المنزلية والشعور بالقلق من الرياضيات في نموذج الصف الثالث.

وأظهرت نتائج تحليل المسار أن الموارد التربوية الأسرية تؤثر تأثيرا مباشرا موجبا ودالا في مفهوم الذات لدى العينات الثلاث، وأن الكفاءة الذاتية والانفعالات الأكاديمية تتوسط جزئيا العلاقة بين هذين المتغيرين. وكان التأثير غير المباشر للموارد التربوية الأسرية على مفهوم الذات في الرياضيات أكبر من التأثير المباشر في النماذج الثلاث. ولكن هناك إمكانية لأن يتضاءل هذه التأثير مع مرور الوقت. وكذلك تؤثر الواجبات المنزلية والأداء السابق بشكل موجب ودال على مفهوم الذات في الرياضيات، وهو في جميع الحالات تأثير كلي وليس جزئيا. وكشف التحليل أيضا عن وجود علاقة مباشرة وموجبة بين الموارد التربوية الأسرية والأداء السابق، من جهة، وبين الأداء الحالي في الرياضيات، من جهة أخرى. ويظهر أن التأثير المباشر للأداء السابق كان أقوى بكثير من تأثير الموارد التربوية الأسرية في النماذج الثلاث. ولكن التأثير المباشر للأداء السابق على الأداء الحالي يتضاءل بشكل جوهري بالانتقال من السنة الأولى إلى السنة الثالثة إحصائي، حيث بلغت قيمة معامل الانحدار 0,53 و 0,27 على التوالي، بينما تضاعف تأثيره غير المباشر بالانتقال من الصف الأول إلى الصف الثالث (0,4 مقابل 0,10 بمستوى دلالة يساوي 0,01 في كلتا الحالتين). وكذلك تؤثر الموارد التربوية الأسرية والأداء السابق على الأداء الحالي في الرياضيات مروراً بالكفاءة الذاتية والانفعالات الأكاديمية التي تتوسط العلاقة بين المتغيرات الخارجية والمتغير المستقل في النماذج الثلاث. ويظهر أن التأثير المباشر الذي يمارسه الأداء السابق على الأداء الحالي كان أكبر بكثير من التأثير غير المباشر في جميع النماذج؛ وتراوح قيم معامل الانحدار الذي يقيس التأثير المباشر بين 0,27 و 0,53، بينما تراوحت قيم التأثير غير المباشر بين 0,04 و 0,10، وهي كلها دالة إحصائية. وإذا كانت الواجبات المنزلية لا ترتبط ارتباطاً مباشراً بالمتغير التابع (الأداء الحالي في الرياضيات)، فإنها تؤثر فيه تأثيراً كلياً غير مباشر مروراً بالمتغيرات الوسيطة المتمثلة في الكفاءة الذاتية والانفعالات الأكاديمية. والملاحظ أن التأثير غير المباشر للواجبات المنزلية في تحصيل الرياضيات يزداد مع الوقت، حيث إن قيمة هذا التأثير في نموذج الصف الثالث تعادل

ضعف القيمة الملاحظة في نموذج الصف الأول (0,12 بمستوى دلالة يساوي 0,01، مقابل 0,06 بمستوى دلالة 0,05).

لنفحص الآن أثر المتغيرات الداخلية بعضها في بعض وعلاقتها بالمتغير التابع (الأداء في الرياضيات). نلاحظ ان الكفاءة الذاتية تؤثر تأثيرا مباشرا وموجبا في متغيري شغف الرياضيات ومفهوم الذات بدلالة إحصائية تساوي 0,001، وترتبط على نحو عكسي بقلق الرياضيات في النماذج الثلاث. وتؤثر الكفاءة الذاتية بشكل غير مباشر في قلق الرياضيات مروراً بشغف الرياضيات، إذ انها تعزز شعور الشغف بالرياضيات، وكلما زاد هذا الشعور قل الشعور بقلق الرياضيات في جميع الحالات. والملاحظ أن تأثير الكفاءة الذاتية في شغف الرياضيات يزداد قوة مع مرور الوقت، حيث انتقل من 0,24 في نموذج الصف الأول إلى 0,29 في نموذج الصف الثالث؛ وكذلك يزداد تأثيرها غير المباشر في قلق الرياضيات مروراً بشغف الرياضيات مع مرور الوقت (0,08- في نموذج الصف الأول مقابل 0,14- في نموذج الصف الثالث بدلالة إحصائية تساوي 0,01 في النموذجين). وتشير النتائج إلى أن المسار المتجه من الكفاءة الذاتية إلى الأداء في الرياضيات غير دال إحصائيا في نموذج العينة الكلية ونموذج الصف الأول، بينما كان دالا في نموذج الصف الثالث؛ وأما التأثير غير المباشر للكفاءة الذاتية على التحصيل في الرياضيات مروراً بالانفعالات الأكاديمية ومفهوم الذات في الرياضيات كمتغيرات وسيطة فإنه كان دالا إحصائيا في جميع الحالات. وهذا يدل على أن متغيرات المشاعر الأكاديمية (شغف الرياضيات وقلق الرياضيات) ومفهوم الذات في الرياضيات تتوسط العلاقة بين الكفاءة الذاتية والتحصيل في الرياضيات كليا في النموذج الكلي ونموذج الصف الأول وجزئيا في نموذج الصف الثالث. وتشير النتائج إلى أن مقدار التأثير غير المباشر للكفاءة الذاتية المدركة على التحصيل في الرياضيات يفوق تأثيرها المباشر في النماذج الثلاث. وقد تبين أيضا أن التأثيرات المباشرة وغير المباشرة للكفاءة الذاتية على التحصيل في الرياضيات يزداد قوة بالانتقال من مستوى دراسي إلى آخر.

ويلعب شغف الرياضيات دورا بالغ الأهمية في التقليل من قلق الرياضيات، ويزداد مقدار تأثيره عند الانتقال من الصف الأول إلى الصف الثالث، حيث بلغت قيمة معامل الانحدار على التوالي 0,33- و 0,48- بدلالة إحصائية

تساوي 0,001 في كلتا الحالتين. وبلغ مقدار تأثير شغف الرياضيات في قلق الرياضيات 0,45- عند مستوى دلالة 0,001 في نموذج العينة الكلية. ويؤثر شغف الرياضيات تأثيراً مباشراً في مفهوم الذات، كما أنه يؤثر فيها بشكل غير مباشر مروراً بقلق الرياضيات الذي يتوسط العلاقة بينهما. ولكن مقدار التأثير المباشر يفوق مقدار التأثير غير المباشر بعدة أضعاف، حيث تراوح مقدار التأثير المباشر بين 0,20 في نموذج الصف الأول و0,42 في نموذج الصف الثالث عند مستوى دلالة 0,001 في كلتا الحالتين؛ وأما مقدار التأثير غير المباشر فقد تراوح بين 0,07 في نموذج الصف الأول و0,11 في نموذج الصف الثالث عند مستوى دلالة 0,01 و0,05 على التوالي. ويظهر أن التأثير المباشر لشغف الرياضيات في مفهوم الذات قد تضاعف عند الانتقال من السنة الأولى إلى السنة الثالثة إحصائياً (0,20 و0,42) على التوالي عند مستوى دلالة (0,001). وظهرت النتائج وجود ارتباط موجب ومباشر بين شغف الرياضيات ومستوى الأداء في الرياضيات في النماذج الثلاث، وتراوح قيمة معامل الانحدار بين 0,11 عند مستوى دلالة 0,01 في نموذج عينة الصف الأول و0,15 عند مستوى دلالة 0,001 في نموذج العينة الكلية، وبلغ مقدار تأثير شغف الرياضيات على مستوى الأداء في الرياضيات لدى عينة الصف الثالث 0,13 عند مستوى دلالة 0,001. وكذلك توجد علاقة غير مباشرة بين شغف الرياضيات ومستوى الأداء في الرياضيات، حيث تبين أن متغيري قلق الرياضيات ومفهوم الذات الأكاديمي يتوسطان العلاقة بين هذين المتغيرين. يلعب شغف الرياضيات دوراً مهماً في التقليل من قلق الرياضيات ويعزز الشعور بتقدير الذات، ويؤدي ذلك كله إلى الرفع من مستوى الأداء في الرياضيات، والملاحظ أن مقدار التأثير غير المباشر لشغف الرياضيات على مستوى الأداء في الرياضيات لدى عينة الصف الثالث يفوق مقدار التأثير المباشر في النماذج الثلاث، ويزيد بما يعادل أكثر من ضعف مقدار تأثيره غير المباشر في نموذج عينة الصف الأول، حيث بلغت قيمة معامل الانحدار في هذا النموذج 0,07 عند مستوى دلالة 0,05 مقابل 0,18 عند مستوى دلالة 0,001 في نموذج عينة الصف الثالث. وخلاصة القول، إن التأثير غير المباشر لشغف الرياضيات في تحصيل الرياضيات يزداد مع مرور الوقت. ويرتبط قلق الرياضيات على نحو عكسي ودال بمفهوم الذات في النماذج الثلاث، حيث بلغت قيمة معامل الانحدار في معظم الحالات 0,23- عند مستوى

دلالة 0,001، بمعنى إنه كلما زاد القلق بدرجة واحدة قل تقدير الفرد لذاته بمقدار 0,23. ويؤثر قلق الرياضيات بشكل مباشر وغير مباشر مروراً بمفهوم الذات في تحصيل الرياضيات، ولكن تأثيره المباشر أقوى بكثير من تأثيره غير المباشر، حيث تراوح مقدار التأثير المباشر بين 0,12- في نموذج السنة الأولى، و0,20- في نموذج السنة الثالثة. وهذا يعني أن التأثير المباشر لقلق الرياضيات في التحصيل يزداد بالانتقال من مستوى دراسي إلى آخر. وكذلك يزداد مقدار تأثير مفهوم الذات في تحصيل الرياضيات بشكل ملحوظ مع مرور الوقت، حيث انتقل من 0,13 في نموذج الصف الأول الإعدادي إلى 0,16 في نموذج الصف الثالث بدلالة إحصائية تساوي 0,001 في كلتا الحالتين.

يعرض الجدول 9 قيم مربع الارتباط المتعدد squared multiple correlations (R^2) الذي يقيس نسب التباين في المتغيرات التابعة التي تفسرها المتغيرات التنبؤية المرتبطة بها.

الجدول 9: نتائج تحليل التباين المفسر في النماذج الثلاث

المتغيرات المتنبأ بها	R^2		
	الأولى	الثالثة	المجموع
الكفاءة الذاتية	,184	,199	,188
شغف الرياضيات	,125	,132	,126
قلق الرياضيات	,333	,354	,370
مفهوم الذات في الرياضيات	,325	,463	,445
الأداء في الرياضيات	,457	,378	,420
المتوسط	,285	,305	,310

تفسر المتغيرات الخارجية مجتمعة (الموارد التربوية الأسرية، الأداء السابق، الواجبات المنزلية) نسبة 18% من التباين في مستوى الكفاءة الذاتية المدركة في نموذج الصف الأولى، و20% في نموذج الصف الثالث. وتفسر الكفاءة الذاتية والمتغيرات الخارجية ما نسبته 13% من التباين في درجات الشغف بالرياضيات في النماذج الثلاث. وارتفعت نسبة التباين في درجات قلق الرياضيات الذي تفسره المتغيرات الخارجية والكفاءة الذاتية وشغف الرياضيات لتصل إلى

35% في نموذج السنة الثالثة مقابل 37% في نموذج العينة الكلية و33% في نموذج السنة الأولى. وبلغت نسبة التباين في درجات مفهوم الذات الذي تفسره المتغيرات الخارجية والكفاءة الذاتية والانفعالات الأكاديمية ما نسبته 33% في نموذج السنة الأولى و46% في نموذج السنة الثالثة، بفارق 13 نقطة مئوية؛ وبلغت هذه النسبة 45% في نموذج العينة الكلية. وتفسر العوامل الداخلية والخارجية في النموذج المقترح نسبة 46% من التباين في مستوى الأداء في الرياضيات لدى تلاميذ السنة الأولى مقابل 38% لدى تلاميذ السنة الثالثة و42% في نموذج العينة الكلية.

ويمكن القول عموماً بوجود فروق جوهرية بين نمودجي السنة الأولى والثالثة إحصائي فيما يتعلق بمقدار تأثير العديد من العوامل. ومعنى ذلك أن المستوى الدراسي يتدخل بوصفه المتغير التفاعلي الذي يؤدي إلى تعديل العلاقة المتوقعة بين المتغيرات التابعة والمستقلة. تشير نتائج المقارنة بين النموذجين المذكورين إلى أنه كثيراً ما تكون قوة تأثير بعض العوامل مشروطة بالمستوى الدراسي. فإذا كانت الواجبات المنزلية لا ترتبط على نحو مباشر بمستوى الأداء في الرياضيات، فإنها تؤثر فيه مروراً بالكفاءة الذاتية كمتغير وسيط في النموذجين، ولكن مقدار تأثير الواجبات المنزلية على الكفاءة الذاتية المدركة في نموذج السنة الثالثة ($\beta = 0,21$) ازداد بنسبة 38% مقارنة بما كان عليه في السنة الأولى ($\beta = 0,29$). وهذا يعني أن تأثير الواجبات المنزلية في الكفاءة الذاتية مشروط بالمستوى الدراسي. وتؤثر الكفاءة الذاتية بدورها تأثيراً مباشراً في مستوى الأداء في الرياضيات في نموذج السنة الثالثة فقط، ولكنها تؤثر بشكل غير مباشر في كلا النموذجين من خلال توسط الانفعالات الأكاديمية ومفهوم الذات. ولعل الزيادة الملاحظة في مقدار الأثر المباشر للواجبات المنزلية على الكفاءة الذاتية هي المسؤولة عن الفرق الملاحظ بين النموذجين في مقدار التأثير غير المباشر للواجبات المنزلية على مستوى الأداء في الرياضيات. وهو ما يدل على أن الأثر غير المباشر للكفاءة الذاتية في مستوى الأداء في الرياضيات مشروط أيضاً بالمستوى الدراسي. وكذلك الحال بالنسبة للعلاقة بين الأداء السابق والموارد التربوية الأسرية، من جهة، وبين التحصيل في الرياضيات، من جهة أخرى.

لقد تبين لنا بوضوح أن الكفاءة الذاتية المدركة تتوسط العلاقة بين المتغيرات المستقلة ومستوى الأداء في الرياضيات من خلال تفاعلها مع متغير المستوى الدراسي. وقد كان التوسط كلياً في العلاقة بين الواجبات المدرسية ومستوى الأداء في الرياضيات، وجزئياً في العلاقة بين الموارد التربوية الأسرية والأداء السابق من جهة، وبين مستوى الأداء في الرياضيات من جهة أخرى. وفي جميع الحالات كان التأثير غير المباشر الشرطي موجباً، بمعنى أن التأثيرات غير المباشرة التي تمارسها المتغيرات المستقلة المذكورة عبر المتغير الوسيط (الكفاءة الذاتية) على مستوى الأداء في الرياضيات تزداد مع مرور الوقت بالانتقال من مستوى دراسي إلى آخر. تدل هذه النتيجة على أهمية الدور الذي تلعبه الكفاءة الذاتية المدركة في ديناميّة العوامل المحددة للتحصيل في الرياضيات. كيف يمكن تأويل هذه النتيجة ؟

يمكن تأويل هذه النتائج في ضوء النظرية المعرفية الاجتماعية لألبرت باندورا (Bandura, 1997)، تقول هذه النظرية بأن تقديرات الأفراد لقدراتهم الذاتية تستند في المقام الأول إلى المعلومات المستمدة من الإنجازات السابقة، ولكن الكفاءة الذاتية المدركة تمارس تأثيرها على الأداء الحالي في استقلال عن الإنجازات السابقة؛ ويكون تأثيرها على الأداء في الوضعيات التي اعتاد عليها الأفراد أقوى من تأثيرها عليه في الوضعيات غير المعتادة، بينما يكون تأثير الأداء السابق أكثر قوة في الوضعيات المألوفة (Wood & Bandura, 1989). ونوه باندورا إلى أنه من الممكن التحقق من بنية العلاقات السببية بين الكفاءة الذاتية والأداء السابق من جهة، وبين نتائج السلوك، من جهة أخرى، باستخدام طريقة الانحدار الهرمي hierarchical regression.

ومن هذا المنطلق يمكن تأويل نتائج تحليل المسار تأويلاً مناسباً. فإذا كان التأثير المباشر وغير المباشر للكفاءة الذاتية على التحصيل في الرياضيات يتوقف على المستوى الدراسي للتلاميذ، حيث يكون ضعيفاً في بداية السلك الإعدادي وقوياً نسبياً في نهاية هذا السلك، فإن مرد ذلك إلى تزايد خبرة التلاميذ في التعامل مع الوضعيات التعليمية الجديدة التي تختلف عن الوضعيات التي اعتادوا عليها في مرحلة التعليم الابتدائي من حيث درجة تعقيدها، وتنوعها، وطبيعة الموارد والمهارات المعرفية التي يتعين على التلاميذ تنميتها وتوظيفها. في السنة الأولى من

السلوك الإعدادي يجد التلاميذ أنفسهم في مواجهة وضعيات تعليمية غير معتادة، وفي السنة الأخيرة من هذا السلوك يكونون قد اعتادوا أكثر على التعامل معها. نفترض في ضوء النظرية المعرفية الاجتماعية أن تزداد القوة التفسيرية للكفاءة الذاتية وأن تتراجع القوة التفسيرية للأداء السابق مع مرور الوقت. وللتحقق من هذه الفرضية، قمنا بإجراء تحليل الانحدار الخطي الهرمي المتعدد وفقا للخطوات التالية: تم إدخال متغيري الموارد التربوية الأسرية والواجبات المنزلية في الخطوة الأولى، وفي الخطوة الثانية أدخلنا متغير الأداء السابق، وفي الخطوة الأخيرة تم إدخال متغير الكفاءة الذاتية. وأجرينا التحليل على عينة الصف الأول الإعدادي وعينة الصف الثالث الإعدادي كل على حدة. يعرض الجدول 10 نتائج هذا التحليل.

الجدول 10: نتائج تحليل الانحدار الخطي الهرمي للعلاقة بين مستوى الأداء في الرياضيات كمتغير تابع

والموارد الأسرية والواجبات المنزلية والكفاءة الذاتية والأداء السابق كمتغيرات مستقلة

المتنبأ ت	الصف الأول الإعدادي						الصف الثالث الإعدادي					
	β	df	ΔF	ΔR^2	R^2	R	β	df	ΔF	ΔR^2	R^2	R
النموذج ج الأول	3	2	38,39*	,12	,12	5	2	19,46	58	***	,06	,06*
الموارد التربوية الأسرية			**							**		
الواجبات المنزلية												
النموذج ج	6	1	262,79	,28	,40*	3	4	92,52	58	***	,13	,19*
			***		**					**		

الثاني	0	3
الموارد التربوية الأسرية	,13* **	,17* **
الواجبات المنزلية	,08*	,07
الأداء السابق	,57* **	,36* **
النموذج ج الثالث	1, 2,04 ,00 ,40* ,6 55 2 ** 4	1, 41,60 ,06 ,25* ,5 58 *** ** 0 2
الموارد التربوية الأسرية	,12* *	,13* *
الواجبات المنزلية	,07*	-,01
الأداء السابق	,55* **	,30* **
الكفاءة الذاتية المدرسة	,05	,26* **

بلغت قيمة التباين في اختبار الرياضيات الذي تفسره الموارد التربوية الأسرية والواجبات المنزلية 0,12 في النموذج الأول الخاص بالصف الأول الإعدادي. وعندما تم إدراج متغير الأداء السابق في النموذج الثاني ازدادت قيمة التباين المفسر زيادة معنوية ($\Delta R^2 = 0,28, p < 0,001$)؛ وبإضافة متغير الكفاءة الذاتية في النموذج الثالث ظلت قيمة التباين الكلي المفسر مستقرة، وهذا يعني أن الكفاءة الذاتية لم يكن لها أي تأثير على مستوى الأداء في الرياضيات لدى عينة الصف الأول الإعدادي. وفيما يتعلق بعينة الصف الثالث الإعدادي، بلغت

قيمة معامل التحديد R^2 في النموذج الأول 0,06، وبإضافة متغير الأداء السابق للنموذج الثاني، ارتفعت قيمته بشكل جوهري ($\Delta R^2 = 0,13, p < 0,001$). وكذلك تحسنت القدرة التفسيرية للنموذج بمقدار 0,06 عندما أضفنا إليه متغير الكفاءة الذاتية ($\Delta R^2 = 0,06, p < 0,001$). هنا يكمن الفرق الجوهري بين نموذج الصف الأول ونموذج الصف الثالث: فبينما كان تأثير الكفاءة الذاتية على الأداء في الرياضيات غير دال إحصائياً ($\beta = 0,05$) لدى عينة الصف الأول الإعدادي أصبح دالاً لدى عند عينة الصف الثالث ($\beta = 0,26, p < 0,001$). وإذا كانت القوة التفسيرية للكفاءة الذاتية تزداد مع مرور الوقت، فإن متوسط درجاتها يميل إلى الانخفاض بشكل جوهري بالانتقال من مستوى دراسي إلى آخر. تشير نتائج اختبار "ت" t-test إلى وجود فرق معنوي بين عينة الصف الأول وعينة الصف الثالث الإعدادي في متوسط درجات الكفاءة الذاتية المدركة، حيث بلغت قيمته 3,03 لدى تلاميذ الصف الأول مقابل 2,63 لدى تلاميذ الصف الثالث ($t = 3,86, p < 0,001$). وهكذا يقترن تراجع متوسط درجات الكفاءة الذاتية بزيادة قوتها التفسيرية مع مرور الوقت. وفي المقابل تراجع تأثير الأداء السابق مقارنة بما كان عليه في السابق، ولكنه ظل مع ذلك معنوياً، حيث انخفضت قيمة β من 0,55 لدى عينة الصف الأول إلى 0,30 لدى عينة الصف الثالث. والملاحظ أن تأثير الموارد التربوية الأسرية ظل مستقراً نسبياً مع مرور الزمن. ولمعرفة نسبة مشاركة كل عامل من العوامل الأربعة في التباين الكلي المشترك R^2 Total، استخدمنا تقنية جونسون (Johnson, 2000) لتحليل أوزان الانحدار النسبية Relative Weight Analysis، وتوصلنا إلى النتائج التالية :

الجدول 11: نتائج تحليل الأهمية النسبية للمتغيرات التنبؤية في تفسير مستوى الأداء في الرياضيات

نموذج عينة الصف الثالث الإعدادي		نموذج عينة الصف الأول الإعدادي		المتغيرات المستقلة
المتغير التابع: الأداء في الرياضيات		المتغير التابع: الأداء في الرياضيات		
الوزن النسبي (%)	الوزن النسبي الخام	الوزن النسبي (%)	الوزن النسبي الخام	
13,1	,03	10,9	,04	الموارد التربوية الأسرية
2,0	,01	4,5	,02	الواجبات المنزلية
47,8	,12	76,5	,31	الأداء السابق
37,1	,09	8,0	,03	الكفاءة الذاتية المدركة
100	,25	100	,40	معامل التحديد الكلي Total R ²

تنسجم هذه النتائج مع النتائج التي أسفر عنها تحليل الانحدار الهرمي المتعدد، وتقدم لنا صورة أكثر وضوحاً عن التفاوت بين المتغيرات المستقلة في القدرة على التنبؤ بدرجات المتغير التابع (الأداء في الرياضيات). تشير نتائج تحليل الأوزان النسبية إلى أن الأداء السابق يفسر بمفرده حوالي 77% من التباين في اختبار الرياضيات لدى تلاميذ الصف الأول الإعدادي، وحوالي 48% لدى تلاميذ الصف الثالث. وعلى الرغم من التراجع الكبير في هذه النسبة، فإن الأداء السابق ظل يمثل العامل المهيمن في جميع الوضعيات. والجدير بالملاحظة أيضاً، أن نسبة مساهمة متغير الكفاءة الذاتية في التباين الكلي قد تضاعفت بحوالي خمس مرات عند الانتقال من الصف الأول إلى الصف الثالث الإعدادي، واحتلت المرتبة الثانية بنسبة 31% في نهاية السلك الإعدادي، وجاءت في المرتبة الثالثة في بداية هذا السلك بنسبة 8%. وتراوحت نسبة مساهمة الموارد التربوية الأسرية في التباين الكلي بين 11% لدى عينة الصف الأول و13% لدى عينة الصف الثالث. وأما متغير الواجبات المنزلية فكانت نسبة مساهمته ضعيفة جداً.

خاتمة

لعل من أهم النتائج التي أسفر عنها تحليل المسار، وجود فروق جوهرية بين نتائج النموذج المطبق على بيانات عينة الصف الأول الإعدادي ونتائج تطبيقه على بيانات الصف الثالث. يعزى الفرق الملاحظ في إطار هذه المقارنة إلى عدة عوامل، من أهمها الواجبات المنزلية والأداء السابق والكفاءة الذاتية المدركة. حيث تبين أن التأثير المباشر للأداء السابق على التحصيل في الرياضيات يميل إلى التراجع بشكل جوهري عند الانتقال من مستوى دراسي إلى آخر، بينما يشتد تأثير متغير الكفاءة الذاتية المدركة مع مرور الوقت.

يمكن تأويل هذه النتائج في ضوء النظرية المعرفية الاجتماعية لألبرت باندورا. تقول هذه النظرية بأن تقديرات الأفراد لقدراتهم الذاتية تستند إلى المعلومات المستمدة من خبرات التمكن العملية *enactivemasteryexperiences* والخبرات البديلة المستمدة من ملاحظة سلوك الغير *vicariousexperiences* والإقناع اللفظي *verbal persuasion* والحالات الفيسيولوجية والعاطفية-الوجدانية *physiological/affective states*. ويرى باندورا أن خبرات التمكن أو الإنجازات السابقة هي أهم مصدر من مصادر المعلومات التي يبني عليها الفرد أحكامه حول قدراته الذاتية (Bandura, 1997, p 80). وعلى الرغم من الارتباط الموجود بين الكفاءة الذاتية المدركة والإنجازات السابقة، فإن الكفاءة الذاتية تمارس تأثيرها على أداء الفرد في استقلال عن إنجازاته السابقة. وهو ما عبر عنه باندورا في رده على "السلوكيين الراديكاليين" بقوله: "...ثم يحتاجون بأن الكفاءة الذاتية المدركة هي انعكاس للأداء السابق. وقد فقدت هذه الحجة مصداقيتها منذ زمن بعيد، بعد ورود أدلة في العديد من الدراسات تفيد بأن الكفاءة الذاتية المدركة تساهم بشكل مستقل في الأداء اللاحق عندما يتم التحكم في التباين في الأداء السابق" (Bandura, 1997, p 60). وذهب إلى أن مقدار التباين الذي تفسره الكفاءة الذاتية في الأداء الحالي يتجاوز مقدار ما يفسره الأداء السابق. وذهب إلى أن تأثير الكفاءة الذاتية على الأداء في الوضعيات المألوفة يكون أقوى من تأثيرها في الوضعيات غير المعتادة؛ يقول بهذا الصدد: "يمكن للمرء أن يتنبأ [بنتائج السلوك] بشكل أفضل، انطلاقاً من الكفاءة الذاتية المدركة، في الوضعيات العادية المألوفة مقارنة بالوضعيات غير المعتادة" (Bandura, 1997, p 50).

وفي الوضعيات المألوفة يكون تأثير الكفاءة الذاتية المدركة أقوى من تأثير الأداء السابق، بينما يكون تأثير الأداء السابق أقوى من تأثير الكفاءة الذاتية في الوضعيات غير المألوفة. عبر وود وباندورا عن هذا التحول في القوة التفسيرية لهذين المتغيرين بقولهما: "وهكذا، كشفت مقارنة البنية السببية في مختلف مراحل الإدارة التنظيمية أنه عندما يواجه المدراء لأول مرة مهمة تدبير بيئة معقدة وغير مألوفة، يعتمدون إلى حد كبير على معلومات الأداء [السابق] في الحكم على فعاليتهم وفي تحديد أهدافهم الشخصية. ولكن، بمجرد أن تتشكل لديهم خطاطات ذهنية حول فعاليتهم من خلال اكتساب المزيد من الخبرات، يصبح نظام الأداء خاضعا لتصوراتهم الذاتية حول فعاليتهم التي تتحكم فيه بقوة وبشكل أكثر تعقيدا" (Wood & Bandura, 1989, p. 378). وإذا كانت النتائج التي توصلنا إليها في هذه الدراسة لا تنسجم تمام الانسجام مع هذه الفكرة، إلا أنها تنحو إلى الاقتراب منها. يتجلى ذلك في أن نسبة مساهمة الأداء السابق في التباين الكلي قد تراجعت بمقدار حوالي 29 نقطة مئوية في السنة الثالثة من السلك الإعدادي مقارنة بما كانت عليه في السنة الأولى، بينما ارتفعت نسبة مساهمة الكفاءة الذاتية في التباين الكلي بنفس المقدار.

ولكن الثقة بالقدرات الذاتية وروح المواظبة والقدرة على مواجهة الصعوبات تضعف وتتأخر بالانتقال من مستوى دراسي إلى آخر. تنسجم هذه النتيجة مع ما توصل إليه بعض الباحثين في دراساتهم حول العلاقة بين المشاعر الأكاديمية والكفاءة الذاتية المدركة ومستويات الأداء في الرياضيات والعلوم (Wilkins, 2004 ; Wilkins & Ma, 2003 ; Dossey et al., 1988). ولعل مرد ذلك إلى تزايد التوتر في المناخ المدرسي كما يتصوره المراهقون كلما انتقلوا من مستوى دراسي إلى آخر في سياق المجتمع المغربي (أغبال، 2014)، هذا بالإضافة إلى تراكم تجارب الفشل بالموازية مع مسلسل التقهقر الملاحظ في البيئة النفسية للمؤسسات التعليمية. تشير دراسة أجريت حديثا حول محددات الأداء في الرياضيات لدى تلاميذ الصف الثاني الإعدادي، إلى أن الأغلبية الساحقة من التلاميذ، أي ما يناهز 68% لم يتمكنوا من اكتساب المعارف والمهارات الأساسية التي تؤهلهم لمواصلة الدراسة بشكل عادي. ويرجع السبب الرئيسي في ذلك إلى تردي ظروف العمل في المؤسسات التعليمية وتزايد تأثيرتها السلبية مع مرور الوقت (Aghbal, 2017).

نخلص من ذلك كله إلى القول بأن جزءاً مهماً من الكفاءة الذاتية المدركة يتحدد من خلال التصورات والتوقعات والمعايير السائدة في الثقافة المدرسية التي تحيط بعملية التنشئة الاجتماعية. فإذا كانت التباينات الملاحظة في درجات الكفاءة الذاتية لدى التلاميذ على المستوى السانكروني تعزى إلى متغيرات الأداء السابق والموارد التربوية الأسرية والقدرة على أداء الواجبات المنزلية، فإن عوامل البيئة المدرسية تلعب دوراً بالغ الأهمية على المستوى الدياكروني في تحديد مستوى نمو الكفاءة الذاتية المدركة عبر مختلف مراحل التعليم. تشير العديد من الدراسات إلى وجود علاقة بين تصورات التلاميذ حول المحيط المدرسي والكفاءة الذاتية المدركة والنمو المعرفي بصفة عامة. فقد تبين أن تصورات التلاميذ للمدرسة تتأثر بالعوامل التنظيمية داخل المؤسسة التعليمية، وب نوعية التفاعل بين مختلف الفاعلين التربويين، ودرجة التواصل بين الأسرة والمدرسة (Christian, Bachman, & Morrison, 2001 ; Abdul Gafoor, Ashraf, M. 2012). تؤثر هذه العوامل مجتمعة في تقديرات الأفراد لقدراتهم، وتحدد المستوى الأمثل للنمو المعرفي، وترسم للقدرة على التعلم حدودها.

وبناء على ذلك، يتعين على القادة إذا أرادوا لمؤسساتهم التعليمية أن تشتغل بطريقة فعالة أن يعملوا على تحسين صورتها لدى التلاميذ وأسرهم ولدى الرأي العام. ونظراً للمكانة المركزية التي تحتلها الكفاءة الذاتية المدركة في بنية التفاعلات بين المتغيرات المؤثرة في التحصيل الدراسي، فإنه يتعين على مراكز القرار العليا أن تجعل منها نقطة تركيز استراتيجي في مشاريع إصلاح المنظومة التربوية، وذلك في إطار استراتيجية شمولية يكون هدفها الأساسي هو تحسين المناخ التنظيمي للمؤسسات التعليمية.

المراجع

1. أحمد بن حدو أغبال (2014). القدرة على الحكم الخلفي وكفايات المواطنة لدى عينة من التلاميذ والطلبة الجامعيين بالمغرب. مجلة العلوم التربوية والنفسية، المجلد 15، العدد 4، دسمبر 2014.
2. Abdul Gafoor. K., Ashraf, M. P. (2012). Influence of School-Image on Academic Self-Efficacy Belief. Innovations and Researches in Education, Vol. 2(1)
3. Aghbal, A. (2017). Les déterminants des performances des élèves marocains en mathématiques et leur évolution au cours de la décennie de réforme. Analyse secondaire des données TIMSS. Revue de recherche internationale et comparative en éducation - Nouvelle série, vol. 17.
4. Andrew H. (2013). Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis. A regression-based approach. New York :The Guilford Press,
5. Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavior change. Psychological Review, n° 84, p.193.
6. Bandura, A. (1997). Self-efficacy: The exercise of control. New York: Freeman & Co.
7. Bembenutty, H. (2011). Meaningful and maladaptive homework practices: The role of self-efficacy and self-regulation. Volume 22 ; no 3, (Spring).
8. Bergh, D. (2015). Chi-Squared Test of Fit and Sample Size-A Comparison between a Random Sample Approach and a Chi-Square Value Adjustment Method. Journal of applied measurement 16(2):204-217.
9. Butler, J. A. (1987). «Homework». School improvement research Series. Portland: Northwest Regional Educational Laboratory, p. 1.
10. Cera R., Mancini M. & Antonietti A. (2013). Relationship between metacognition, self-efficacy and self-regulation in learning. Journal of Educational, Cultural and Psychological Studies, n° 7, 2013, pp. 115-141.
11. Cooper, H. (1989). Homework. White Plains. New York: Longman.
12. Christian, K., Bachman, H.J., & Morrison, F.J. (2001). Schooling and cognitive development. In R.J. Sternberg & E.L. Grigorenko (Eds.), Environmental effects on cognitive abilities. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum, pp. 287-335.
13. Dossey, J. A., Mullis, I. V. S., Lindquist, M. M., & Chambers, D. L. (1988). The mathematics report card: Are we measuring up? (Trends and achievement based on the 1986 National Assessment, Report No. 17-M-01). Princeton, NJ: National Assessment of Educational Progress, Educational Testing Service.
14. Fennema, E., & Sherman, J. A. (1976). Fennema-Sherman mathematics attitude scales: Instruments designed to measure

- attitudes toward the learning of mathematics by females and males. *Journal for Research in Mathematics Education*, 7 (5), 324-326.
15. Hayes, A. F. (2013). *Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-Based Approach*. Guilford Publications.
 16. Johnson, J. W. (2000). A heuristic method for estimating the relative weight of predictor variables in multiple regression. *Multivariate Behavioral Research*, 35, 1-19. doi:10.1207/S15327906MBR3501_1
 17. Luo, W., Ng, P. T, Lee, K. & Aye, K. M (2016). Self-efficacy, value, and achievement emotions as mediators between parenting practice and homework behavior: A control-value theory perspective. *Learning and Individual Differences*, Vol. 50, (August), pp. 275-282.
 18. Metsämuuronen (2012). Challenges of the Fennema-Sherman Test in the International Comparisons. *International Journal of Psychological Studies*; vol. 4, n° 3.
 19. Pekrun, R., Frenzel, A.C. Goetz, T. & Perry, R. P. (2007). In Schutz, P. A. & Pekrun, R. (eds). *Emotion in education*. San Diego, CA: Academic Press.
 20. Pekrun, R. (2006). The Control-Value Theory of Achievement Emotions: Assumptions, Corollaries, and Implications. *Educ Psychol Rev* (2006) n° 18, pp.315–341.
 21. McCoach. D. B. (2002). A validation study of the school attitude assessment survey. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*. Volume 35, Issue 2, pp. 66-77
 22. Wilkins, J. L. M (2004). Mathematics and Science Self- Concept: An International Investigation. *The Journal of Experimental Education*, 2004, 72(4), 331-346.
 23. Wilkins, J. L. M., & Ma, X. (2003). Modeling change in student attitude toward and beliefs about mathematics. *Journal of Educational Research*, 97(1), 52-63.
 24. Wood, R. E., & Bandura, A. (1989). Social cognitive theory of organizational management. *Academy of Management Review* 14, n° 3, 361-384.
 25. Xu, J. (2008). Validation of Scores on the Homework Management Scale for Middle School Students. *The Elementary School Journal*, vol. 109, n° 1 (September), pp. 82-95